الإحماعية في البحوث الاجتماعية

دكتورة اعتماد محمد علام





الإحصاءفىالبحوثالاجتماعية

الدكتورة/اعتمادمحمدعالام

أستاذ علم الاجتماع كلية البنات - جامعة عين شمس



مكتبة الانجلو المصرية

بطاقة فهرسة

فهرسة أثناء النشر إعداد الهيئة المصرية العامة لدار الكتب والوثائق القومية ، إدارة الشنون الفنية .

علام ،اعتماد محمد.

الاحصاء في البحوث الاجتماعية /تأليف:اعتماد محمد علام. ط١.

القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية، ٢٠١٢.

۲۲۲ ص ، ۲۷× ۲۴ سیم

١- البحوث الاجتماعية - احصانيات

أ- العنوان

رقم الإيداع: ٩٠٤٩

ردمك: ۸ ـ ۲۷۷۱- ۹۷۷ تصنیف دیوی : ۱٤٣٣٠ ۲۱ . ۰

المطبعة : محمد عبد الكريم حسان

تصميم الغلاف: ماستر جرافيك

الناشر: مكتبة الانجلو المصرية

١٦٥ شارع محمد فريد

القاهرة - جمهورية مصر العربية

(Y.Y) YP9071EF; 4: (Y.Y) YP91EFFV; 4:

E-mail: anglocbs@anglo-egyptian.com Website: www.anglo-egyptian.com

القدمة

يهدف هذا المُؤلَّف إلى أن يلم الباحث الاجتماعي معرفيًا بكيفية الاستخدام التطبيقي للطرق والإجراءات الإحصائية في البحوث الاجتماعية، إضافة لاكسابه مهارات التعامل مع البيانات الكمية ومعالجتها إحصائيًا وكيفية حساب الثبات للأداة البحثية ومفهوم الصدق وأنواعه. والطرق اللابارامترية في اختبار الفروض واستخدامات المعاملات الإحصائية مثل مربع كاى "كا" واختبار "ف" T-Test.

ولإثراء المعرفة البحثية لدى الدارسين والباحثين، يتناول هذا المُؤلَّف شرحًا لأنواع العينات البحثية الاحتمالية وغير الاحتمالية. وقد راعينا في شرح العينات البساطة والوضوح بتجنب عرض البراهين والاستنتاجات الرياضية المعقدة المرتبطة بموضوع العينات.

كما يأتى هذا المُؤلَّف مكملاً لمؤلفنا السابق "مقدمة في الإحصاء الاجتماعي" والذي عرضنا فيه للإحصاء الوصفي في البحوث الاجتماعية.

ويشتمل هذا المُؤلَف على سبعة فصول يتاول الفصل الأول أنواع البيانات حيث يركز على مصادر البيانات وأنواعها وإعدادها للتحليل الإحصائي. في حين يهتم الفصل الثاني بالمقاييس في البحوث الاجتماعية من حيث تعريف المقياس ومستويات القياس (اسمية، ورتبية، وفئوية ونسبية) ويهتم بتوضيح نوع المتغيرات الملائمة لكل مستوى مع إشارة سريعة لنماذج من المقاييس.

ويعنى الفصل الثالث بالثبات والصدق حيث تم التركيز على تعريف الثبات وطرق حسابه ومفهوم الصدق وأنواعه.

أما الفصل الرابع فيركز اهتمامه على عرض اختبار الفروض وأنواع الفروض وبعض المفهومات المرتبطة بمفهوم الدلالة الإحصائية ومستواها. واستخدام (Z) في اختبار الفروض.

ويتناول الفصل الخامس الطرق الإحصائية الأكثر استخدامًا في اختبار الفروض في البحوث الاجتماعية: اختبارات "كا٢"، " ت "، " ف ".

ويعرض الفصل السادس للعينات العشوائية وأنواعها وكيفية اختيار كل نوع منها مع إشارة سريعة لبعض المفهومات المرتبطة بموضوع العينات.

واستكمالاً للفصل السادس، يتخذ الفصل السابع والأخير في هذا المُؤلَّف العينات غير العشوائية موضوعًا له حيث يركز على أنواعها وخُرتم الفصل بتناول مصارد الخطأ (خطأ التحيز وخطأ الصدفة).

هذا إذن هو مضون هذا الكتاب، وأرجو أن يجد الباحثون الاجتماعيون منه ما يثرى معرفتهم للاستخدام الصحيح للطرق والإجراءات الإحصائية وحسن تطبيقاتها في البحوث الاجتماعية، وفي الختام أحمد الله تعالى وأشكره على عونه لي في تقديم هذا الجهد المتواضع في الإحصاء التطبيقي للمكتبة العربية.

ولائلة الملونق

أ. د. اعتماد محمد علام

القاهرة – فبراير ٢٠١٢

الفصل الأول أنواع البيانات

يهدف هذا الفصل إلى شرح نوع البيانات التى يقوم الباحث الاجتماعى بجمعها تمهيدًا لتحليلها إحصائيًا عبر خطوات علمية مدروسة. وهذا التحليل الإحصائي إن كان يرقى إلى تلخيص لبعض البيانات لتكون فى شكل مختصر ومعبر؛ فإن الباحث يستعين بالإحصاء الوصفى. أما إذا كان الهدف من وراء التحليل الإحصائى هو محاولة فهم بعض العمليات ومحاولة التنبؤ القائم على هذا الفهم المتاح؛ فإن الباحث يستعين فى التحليل بالإحصاء الاستدلالى الذى يهتم به هذا المؤلّف.

أولاً: مصادر البيانات:

تنتمي المعلومات التي يجمعها الباحث إلى نوعين أساسيين من البيانات:

١ – البيانات الأولية Primary data:

وتشمل المعلومات information التى يجمعها الباحث بنفسه. كما أنه يعرف تمامًا كيف تم جمع هذه البيانات، وعن طريق من؟ ولأى غرض تم على أساسه جمع هذه البيانات. ويستخدم علماء الاجتماع مدى عريض من أدوات البحث: كالاستبانة، والمقابلات، والملاحظات بأنواعها كمصادر أو أدوات في جمع هذا النوع من البيانات.

مزايا البيانات الأولية للباحث:

إن قدرة الباحث على جمع بيانات أولية يحقق له عددًا من المزايا نوجزها فيما يأتي:

(١) التحكم الكامل في جمع البيانات :

ويرجع هذا النحكم إلى قيام الباحث بذاته في جمع البيانات ومن شم مسئوليته الكاملة عن هذا العمل، سواء من حيث تحديد المكان أو المجتمع وحجم البيانات المراد جمعها منه. وكذلك سيطرة الباحث بشكل كامل على كيفية جمع هذه البيانات، وتحديد المبحوثين المراد جمعها منهم.

(٢) الصدق والثبات وتمثيل البيانات للمجتمع المسحوبة منه:

Reliability, Validity and representativeness:

فى هذا النوع من البيانات يسهل على الباحث بشكل كبير أن يتحكم فى صدق وثبات هذه البيانات. فضلاً عن أن تكون ممثلة بالفعل للمجتمع الأصلى المأخوذة منه.

من جهة أخرى، يوجد عدد من السلبيات التي تواجه الباحث حال اعتماده على جمع البيانات الأولية، وتتمثل هذه السلبيات في:

- أ استهلاك الوقت Time-consuming في تصميم وبناء وإجراء البحث، لاسيما إذا كانت الجماعة المستهدفة بالدراسة كبيرة الحجم وتحتاج للمقابلات الكثيرة مع أفرادها لجمع البيانات، إضافة إلى استهلاك الوقت في جمع البيانات تكون التكلفة المالية عالية.
- ب- ارتفاع التكلفة للبيانات الكمية Expensive مما سبق، فإن تكلفة الوقت المستغرق في جمع البيانات من جانب الباحث الاجتماعي يمثل عاملاً أساسيًا يؤثر في تصميم البحث الميداني.
- ج- صعوبة الاتصال أحيانًا مع شرائح مستهدفة من المجتمع/ المراد مقابلتهم. أو رفض عدد من الأفراد المراد مقابلتهم إجراء هذه المقابلة مع الباحث.

مثال : عندما يرفض أكبر عشرة أثرياء في مجتمع ما مقابلة الباحث، خلال مرحلة من مراحل البحث.

ـ صعوبة جمع بيانات أولية :

أحيانًا، قد يستحيل على الباحث جمع بيانات أولية. وكما ذكرنا في المثال السابق، بسبب رفضهم مقابلة الباحث أو لعدم توفر فرصة أو موعد للمقابلة بينهم وبين الباحث. وفي حالة مماثلة، عندما يريد الباحث معرفة أسباب أو دوافع الانتحار لدى أفراد أصبحوا – في عداد الأموات بالفعل. فماذا يفعل الباحث؟ في مثل هذه الحالة، لا يجد الباحث بدًا من استخدام البيانات الثانوية، وذلك بالاستعانة بالاحصاءات والتقارير الرسمية المختصة بحالات الانتصار في سنوات سابقة، كما فعل عالم الاجتماع الفرنسي إميل دوركايم Durkheim ومدى الختلافها من مجتمع إنساني لآخر، وكي يقوم بإجراء المقارنات، اعتمد على عدد من العوامل الاجتماعية كالوازع الديني Religious belief حيث أعطت نفسيرات جدية انوعية الحياة التي يختارها الناس (Livesey and).

: Secondary Data البيانات الثانوية – ٢

وتضم المعلومات التى لا يتم جمعها بمعرفة الباحث بنفسه. لكنه يستخدمها فى البحث وتتمثل مصادر البيانات الثانوية فى المقالات الصحفية، والكتب، والمجلات، والوثائق الشخصية (كالخطابات، والمفكرات، واليوميات لأشخاص)، كما تشمل مصادر البيانات الثانوية الوثائق والتقارير الحكومية والرسمية، وما تسفر عنه أبحاث اجتماعية سابقة من نتائج أو بيانات.

مزايا البيانات الثانوية:

من منظور مناهج البحث السوسيولوجي، للبيانات الثانويــة عـدد مـن المميزات تتمثل في الآتي:

: Resources اليانات

إن مصادر البيانات الثانوية دائمًا متوفرة سواء من خلل الأجهزة الحكومية والمراكز الرسمية للبيانات، واحتمالات قيام آخرين بإعداد البيانات، ومن ثَمَّ فإن هذه الميزة توفر على الباحثين الوقت والمال معًا في الدراسات المهتمة بالجريمة أو البطالة على المستوى القومى، مما يسهل على الباحث الحصول على بيانات رسمية وإحصاءات تتعلق بمثل هذا النوع من المشكلات المجتمعية.

: Reliability الثبات

إن بعض (وليس كل) أشكال البيانات الثانوية تتصف بالثبات العالى لاسيما تلك الصادرة من مصادر حكومية، أو إحصاءات رسمية حول موضوع ما، شريطة أن يتحقق لها خاصيتان هامتان هما:

أ – أن تكون هذه البيانات دورية ويتم تجميعها بانتظام أولاً بأول وبمعرفة جهة رسمية متخصصة في مجال الموضوع أو المشكلة قيد البحث.

ب- أن يتم القياس بشكل منتظم وباستخدام الأدوات ذاتها، والتعريفات الإجرائية دون تغيير بما يتيح إمكانية عقد مقارنات صحيحة بين سنة وأخرى حول الظاهرة قيد البحث.

(٣) الصدق Validity:

نظرًا، لأنه يصعب دائمًا التوصل إلى تعميمات اعتمادًا على بيانات ثانوية، ففي - سياق متصل - من الممكن أن تتصف أنواع من هذه البيانات

بالصدق كما فى البيانات الخاصة بالمذكرات الشخصية والوثائق للأفراد لأنها تعطى تفصيلات تتصف بالصدق تتعلق بأفكار الأفراد وسلوكياتهم. وفى أحيان كثيرة، تعتبر المذكرات الشخصية وتسجيل الانطباعات والوقائع لدى أفراد ماتوا بالفعل حول ظروف عالمية أو محلية على قدر كبير من الأهمية للباحثين، خاصة لأولئك المهتمين بذاكرة التاريخ الإنساني.

ثانياً: أنواع البيانات: البيانات نوعان، هما:

البيانات الكمية Quantitative data، والبيانات الكيفية Qualitative.

(١) البيانات الكمية :

يمثل هذا النوع من البيانات محاولة تحويل السلوك إلى كم بالأرقام يعد behavior بالتعبير عنه إحصائياً أو رقمياً. وتحويل السلوك إلى كم بالأرقام يعد هو الأسلوب الأكثر دلالة في الدراسات الاجتماعية؛ لكونها ترمز إلى خاصيتين أساسيتين هما الصدق Truth، والموضوعية Objectivity. بمعنى أن البيانات الكمية تسهم في اتصاف البحث العلمي بالممارسة الرشيدة والعقلانية، ومن جهة أخرى قد تفتقد البيانات الكمية إلى الحيادية والواقعية. ورغم ما تتصف به البيانات الكمية من نقاط قوة ونقاط ضعف – إلا أن أغلبية البحوث في الدراسات الاجتماعية والتربوية تقوم على هذا النوع من البيانات (Word, 2007: 1).

(أ) تمثيل البياتات الكمية :

يكون التعبير عن البيانات الكمية - عادة - بثلاث طرق:

۱ - الرقم العددي Number.

مثال : عدد الأفراد الفقراء في مجتمع ما.

: Percentage النسبة المئوية

ويقصد بها عدد الأفراد لكل مائة فرد من عدد السكان في مجتمع ما. مثال: تبلغ نسبة الأفراد المواظبين على الانتخابات البرلمانية في مصر . ٤ % من جملة من لهم حق التصويت.

- « المعدل Rate - المعدل

من منظور اجتماعى، يشير المعدل إلى عدد الأفراد لكل ١٠٠٠ نـسمة من عدد السكان في مجتمع ما. مثال: إذا كان معدل المواليد في بلد ما = ٣ فمعنى هذا أنه لكل ١٠٠٠ نسمة يولد ثلاثة أطفال كل عام.

الخصائص الحاكمة للبحث الكمي:

تستخدم البيانات الكمية في البحوث الاجتماعية لتكسبها صفة الكم عند وصف الظواهر الاجتماعية على نطاق واسع. كما تنهض المناهج الكمية Positivist والنموذج الوضعية والنموذج الوضعية والنموذج الوضعية model في اختبار النظرية. فالوضعية تتعامل مع الواقع الاجتماعي كما لو كان قائمًا أمام الباحث الاجتماعي في انتظار أن يقوم بدراسته وينهض المدخل الكمي بشكل أساسي على الرؤية الوضعية التي ترى أن بناء الواقع الاجتماعي يستم بواسطة الفاعل الاجتماعي ومن هو المدخل من جانب الباحث الاجتماعي سوف يؤثر على الحقيقة أو الواقع الاجتماعي ومن هنا يحدث الناحرض بين المدخل الكمي والمدخل الكيفي. فالمداخل الكمية تحاول تقليل التخلات من أجل تحقيق إحصاءات تنصف بالصدق والثبات في المقام الأول من اهتمامات هذه المداخل بينما تعالج المداخل الكيفية التدخل كما لو كان شيئاً ضروريًا للبحث.

ويتصف البحث الكمى بالخصائص الأساسية الآتية:

۱- التحكم Control. و يعتبر أكثر الخصائص أهمية لأنه ينتيح للباحث تحديد أسباب المشاهدات التي يقوم بها. فإجراء التجارب يمثل محاولة للإجابة على أسئلة محددة، كما أنها تمثل محاولة لمعرفة لماذا يحدث

شيء بعينه في الواقع المعاش؟ وما الأسباب وراء الحدث؟ وتحت أي ظرف أو ظروف يحدث هذا الشيء وما هي الكيفية التي يكون عليها؟ ومن ثم يعتبر التحكم ضروريًا للتوصل إلى إجابات واضحة للتساؤلات أو الأسئلة البحثية. فمثلاً للإجابة على أسئلة في مجال التربية والعلم الاجتماعي، يجب على الباحث أن يحذف التأثير المتداخل لعدد كبير من المتغيرات بهدف عزل السبب وراء مؤثر ما. ويعتبر التحكم ضرورياً بشكل مطلق لأن بدونه لا يمكن الباحث عزل السبب لأي مؤثر الموثر السبب لأي مؤثر السبب لأي مؤثر السبب المات عن السبب المات المؤثر المونه المنات ال

٧- التعريف الإجرائي Operational definition : وهـ و يعني أن المصطلح (المفهوم) يجب أن يعرف من خلال خطوات أو عمليات تستخدم في قياسه. وهذه منهجية ضرورية لتجنب أي بلبلبة في المعنى أو في الاتصبال. ولتوضيح هذا نأخذ المقولة الآتية مشالاً لما نحب بصدده: "القلق لدى الطلاب بودي إلى انخفاض درجاتهم في الامتحانات". فقد نسأل ما المقصود بالقلق في هذه المقولة؟" فالقول بأن القلق يشير إلى حالة الشد العصبي أو تعريفه بحالة أخرى قد يحدث نوعا من التشتت والبلبلة. ومن جهة أخرى، لو قلنا إن القلق يشير إلى فإن من بسمع لقولنا سيعلم ما كنا نقصده بمفهوم القلق. وتوجد أمثلة فإن من بسمع لقولنا سيعلم ما كنا نقصده بمفهوم القلق. وتوجد أمثلة كثيرة في البحوث الاجتماعية الكمية للتعريف الإجرائي من خالل مؤشرات أمبريقية. مثل: تعريف الطبقة الاجتماعية باستخدام عدد من المؤشرات: المهنة مثل: مودودك، أوالتعليم ... إلخ.

- ۳- التكرار Replication. بمعنى أنه يمكن تكرار الحصول على النتائج ذاتها إذا ما تم تكرار إجراء البحث الكمى في الظروف ذاتها دون تغيير (الثبات). فلو كانت المشاهدات غير متصفة بخاصية التكرار، فإن الوصف والتفسيرات التي يقدمها الباحث تفتقر إلى الثبات.
- اختبار الفروض Hypothesis testing. ويقصد بهذه الخاصية السليمة الفرض ثم وضعه محل اختبار أمبريقى (Hughes,).
 الصياغة السليمة للفرض ثم وضعه محل اختبار أمبريقى (2006: 2-3).

الميزات الأساسية للبيانات الكمية: للبيانات الكمية مميزات هامة للباحث الاجتماعي. تتمثل فيما يلي:

: Quantification الكم (١)

أى إمكانية التعبير الإحصائي عن العلاقات في حالات لا يريد الباحث الاجتماعي الكشف عن أسباب السلوك الاجتماعي. وعلى سبيل المثال، إذا أراد الباحث ببساطة التعرف على عدد جرائم القتل في كل عام. أو أراد الباحث معرفة عدد الطلاب الذين يتغيبون عن المحاضرات في أي شهر من شهور السنة الأكاديمية. ففي هذه الحالة تكون البيانات الكمية الأفضل للباحث وتحقق له الغرض الذي يسعى إليه بكفاءة كبيرة.

: Social changes التغيرات الاجتماعية (Y)

تعتبر البيانات الكمية أهم مصدر يحقق للباحث السهولة وإمكانية إدارة البحث وتتبع التغيرات الاجتماعية وفق الفترات الزمنية التي تشهدها.. ومثال هذا، الإحصاءات المتعلقة بالإنجاز التعليمي على امتداد ٢٥ عامًا ماضية يمكن أن تقدم لنا التغيرات داخل مستويات نسبية من الإنجاز على أساس الاختلافات تبعًا للنوع، والجماعات العرقية، والطبقات الاجتماعية.

: Comparisons عقد المقارنات (٣)

إذا أراد باحث إجراء مقارنات بين شيئين أو أكثر (مثل الطبقة الوسطى، وحجم الطبقة العاملة في المجتمع)، فإن البيانات الكمية تجعل من السبهل عقد المقارنات. وفي سياق آخر، تُسهّل البيانات الكمية من عقد مقارنات بين ثقافات مختلفة على المستوى العالمي (مثال: معدلات الجريمة في مجتمعات مختلفة).

كذلك تعتبر البيانات الكمية الوسيلة الأفضل في حالــة المقارنــة بــين الدراسات القبلية والدراسات البعدية وكمثال توضــيحي، أن يــستخدم الباحــث البيانات الإحصائية في دراسة تأثير التغيرات في القانون على أنمــاط الطــلاق داخل المجتمع. ويتحقق للباحث هذا إذا قام بإحصاء عدد حالات الطــلاق قبــل وبعد التغير في قانون الطلاق.

ومن حيث الثبات، كقاعدة عامة، نقول إن البيانات الكمية تكون أكثر ميلاً للثبات عن البيانات الكيفية. نظرًا لاتصاف البيانات الكمية بإمكانية إعادة الاختبار (التكرار) Replication أو إعادة جمع البيانات ذاتها. وأن السبب وراء هذه الخاصية الهامة للبيانات الكمية الأسئلة المقننة المقننة وquestions (التي لا تتغير) هو إمكانية إعادة طرحها على جماعات مختلفة أو على الجماعة ذاتها ولكن في توقيتات زمنية مختلفة.

(٤) إناحة إجراء دراسات تستخدم بيانات كمية وكيفية مقًا:

أحيانًا قد يلجأ الباحث الاجتماعي إلى الجمع بين البيانات الكمية والبيانات الكيفية والبيانات الكيفية والبيانات الكيفية ممهدة للبيانات الكيفية لتحديد درجة انتشار الظاهرة. وفي سياق آخر، قد يلجأ الباحث إلى تحويل البيانات الكيفية إلى بيانات كمية. وتوجد برامج إحصائية لتحقيق هذه الغاية في الوقت الحالى.

ولتوضيح كيف تستخدم البيانات الكمية كتمهيد للبيانات الكيفية، نقدم المثال الآتى:

إذا أراد باحث أن يعرف أسباب التغيب بدون إذن للتلاميذ في المدارس القائمة في إحدى المجتمعات المحلية. فالخطوة الهامة الأولى أن يستخدم البيانات الكمية لمعرفة حجم هذه الظاهرة وهل لها صفة العمومية أم لا؟ ثم على ضوء ما تسفر عنه البيانات الأولية يبدأ الباحث في استخدام البيانات الكيفية للتوصيل إلى أسباب حدوث تغيب التلاميذ (مثال:استخدام منهج دراسة الحالة).

: Quantitative methods المناهج الكمية

تستخدم مناهج البحث الكمى في محاولة وضع أسس أو قوانين عامة. وتفترض هذه المناهج أن الحقيقة الاجتماعية موضوعية وخارجة عن الفرد ذاته. ويُنظّر إلى الحقيقة الاجتماعية على أنها المسئولة عن خلق الوعى الفردي وينظّر المعاني وتقدير الحوادث في مظاهرها كما لو كانت بناءً ذاتيًا على مسئوى الأفراد. ويعرف البحث الكمى بالبحث الميداني الذي يعبر عن البيانات خاصته في شكل أرقام (2: Hughes, 2006). وبعبارة أخرى، يعرف البحث الكمى بمحاولة تصنيف وتلخيص المشاهدات Observations باستخدام الأرقام الوصفي والإحصاء الاستدلالي. ولمناهج البحث الكمى منطلبات أساسية تتمثل في الآتي:

١- تبنى استراتيجية تسعى إلى تحويل الخصائص المشاهدات الكيفية إلى أرقام، من خلال انتهاج خطوات المنهج العلمى وخصائصه المتمثلة فى: الموضوعية، والملاحظة المنظمة Systematic observation،

- ٧- عند دراسة السلوك باستخدام المنهج الكمى يتطلب خطوات أساسية متتالية. وتبدأ هذه الخطوات بصياغة مقولة أو التنبؤ بما يعرف بالفرض للبحث Research hypothesis. وأن يكون هذا الفرض متصفا بخاصيتين أساسيتين. أو لاهما، أن يكون هذا الفرض قابلاً للاختبار. بمعنى إما أن تدعم البيانات الكمية المتاحة هذا الفرض، أو أن ترفضه، وثانيتهما أن يتصف الفرض بالذاتية Subjectivity.
- ۳- التأكيد على قياس المتغيرات Measuring of variables. ولتحقيق هذا المطلب، من الضرورى القيام بالدراسة المتأنية للمتغير المراد قياسه. مع ضرورة أن يتم تعريفه إجرائيًا بشكل مناسب.
- الاهتمام بخاصية الصدق Validity. بمعنى أنه عند قيام الباحث بإجراء دراسة ميدانية للسلوكبات، ينبغى أن يكون ما يتم اختياره منها ومشاهدتها من قبل الباحث، قادرة فى واقعها على قياس السمات المراد قياسها فى هذه الدراسة. ويعتبر صدق المحتوى Content validity متطلبًا هامًا يجب أن يسبق إجراء البحث الكمى الجيد. ويضاف إلى صدق المحتوى، نوع من الصدق يتعلق بالدرجة التى عندها تتوصل الدراسة إلى نتائج يمكن تعميمها على المجتمع الأكبر.
- ٥- اتصاف البحث الكمى بتحليل البيانات فبعد الانتهاء من مرحلة جمع البيانات، فإن المعلومة الرقمية يـتم تلخيصها باستخدام معاملات الإحصاء الوصفى.
- ٦- استخدام البحث الكمى لنظرية الاحتمالات Probability theory في اختبار الفروض، ومن ثم فإن رفض أوقبول الفرض البحثي يستم في

ضوء مستوى الدلالة الإحصائية (التي سوف يتم شرحها تفصيلاً في

تقاط القوة والضعف في المناهج الكمية: تتمثل نقاط القوة للمناهج الكمية في العناصر الآتية:

أ - الدقة Precision :وتتحقق من خلال قياسات الثبات والقياسات الكمية.

ب- التحكم Control :ويتحقق من خلال المعاينة Sampling وتصميم البحث.

ج- إمكانية استخلاص مقولات سببية من خلال استخدام التجارب الحاكمة . Controlled experiments

د- ما تتيحه الأساليب الإحصائية من تحليلات رشيدة وراقية.

من جهة أخرى – تتمثل نقاط الضعف للمناهج الكمية في العناصر الآتية:

أ - نظرًا لما ينصف به الواقع الاجتماعي من تعقيدات فقد يكون من الصعوبة بمكان التحكم في جميع المتغيرات Variables.

ب- لأن الفاعلين الاجتماعيين لا تكون استجاباتهم ذات أسلوب متماثل.

ج- ميل المناهج الكمية عند النطبيق لاستبعاد خصائص ثلاث تتمثل في الحرية،
 والاختيار، والمسئولية الأخلاقية.

د- إمكانية أن يصبح التحليل الكمى غاية في ذاته.

ه -- تجاهل إمكانيات المبحوثين في التعبير عن تجاربهم الذاتية أو بناء المعانى والعمل على تحقيقها لديهم وهذه النقطة في غاية الأهمية.

و- الاقتناع بأن الأحداث الحقيقية نتسحب على جميع الأقراد وفي كل الأوقات.

ز - عدم اتصاف البحث الكمى بالموضوعية الكاملة نظرًا لعامل الذاتيــة لــدى الباحث وتأثيرها في اختياره لمشكلة البحث وفي تفسيره للنتائج الأمبريقية.

(٢) البيانات الكيفية Qualitative data بيقصد بها البيانات التى تسفر عنها الحوارات الشخصية والحكاوى ، ويعبر الأفراد من خلالها عن أنفسهم وعلاقاتهم بالآخرين، ومن ثم تعبر البيانات الكيفية عن عملية ذاتية وغير موضوعية تجدد وضع الباحث الاجتماعي وبشكل مباشر في البحث، والنفسير وإنتاج الحوارات وإعادة إنتاجها.

وتختص البيانات الكيفية بأنها تترك الفرصة الكاملة أمام المبحوثين للتعبير عن حياتهم كما يحيونها مجردة من وجهة نظرهم نحوها وشعورهم بها. بمعنى أشمل، يكون الهدف من وراء البيانات الكيفية فهم التجربة الإنسانية كما يعيشها ويشعر بها الإنسان.

ميزات البيانات الكيفية :

1- الصدق Validity : لأن هذا النوع من البيانات تشجع على العمق والتفصيلات فإنها تعتبر أكثر البيانات كسبًا للصورة الكاملة لما يتم بحثه من موضوعات ومن ثم قياسها.

7. المعانى Meanings : تتيح البيانات الكيفية الباحث السوسيولوجى اكتشاف المعانى التي يضفيها الناس على الأحداث والسلوك. فإذا كانت البيانات البيانات البيانات الكيفية تسمح باكتشاف الإحصائية تعكس حجم الطلاق في المجتمع، فإن البيانات الكيفية تسمح باكتشاف شعور الأفراد وردود أفعالهم نحو ظاهرة الطلاق. وينطبق هذا في بحوث كثيرة في مجالات التعليم والصحة.

٣- إتاحة حرية التعبير: حيث نتيح مساحة واسعة من الحرية للمبحوثين للتعبير عن مشاعرهم وتفاعلاتهم تجاه موضوع البحث.

و تتصف البيانات الكيفية ببعض جوانب القصور، تتمثل في:

أ - الثبات Reliability : إن طبيعة البحث الكيفى يجعل من الصعب تعميم النتائج. إضافة إلى حالة البيانات التاريخية، التى تفتقر إلى الثبات إذا ما حاولنا من خلالها معرفة مصادر هذه البيانات ومدى تمثيلها لأى موضوع - قيد البحث - لأنها تعتمد على الرؤية أو التحليل الذاتى من وجهة نظر الفرد.

ب- التحميل الزائد للبيانات Data overload: تميل البحوث الكيفية إلى تجميع عدد كبير من البيانات يكون أكثرها غير ملائم فيما يختص بإنجاز الهدف البحثى، ففى حالات من استخدام المقابلة توجد مشكلة تتمثل فى كيفية تفسير أو تمثيل البيانات. كما أن كثرة البيانات قد تضع مشكلة أمام الباحث في التحاذ القرار إما بالاستفادة أو بحذف قدر من هذه البيانات ويمثل هذا القرار جزءًا من تحليل البحث.

ج - المقارنات Comparisons : إن البيانات الكيفية تجعل من الصعوبة بمكان إمكانية عقد المقارنات أو إجراء قياسات نظرًا لأن هذه البيانات يصعب قياسها أو تقنينها. فمثلاً يصعب على الباحث من خلال استخدامه لأدوات المقابلة معرفة إحساس الناس بالخوف من الجريمة، مثلاً أن يتوقع بالمماثلة بين كل فرد وآخر من حيث الشعور بالخوف ومفهومه (: ... Livesey and Lawson, ...).

ونود أن ننوه إلى أن معايير التفضيل بين المنهجين تتمثل في طبيعة الموضوع وأهدافه والإطار النظرى الموجه للبحث، كما يمكن للباحث أن يزاوج بين المنهجين . فعلى سبيل المثال: إذا انطلق البحث من التفاعلية الرمزية في دراسة شبكة العلاقات الاجتماعية بين الجيرة القريبة فيفضل استخدام المنهج الكيفى بأدواته البحثية من ملاحظة ومقابلة ... إلخ.أما إذا كان اهتمام البحث

ينصب على دراسة الاتجاهات وقياس الرأى العام هنا يستخدم المنهج الكمى (المسوح الاجتماعية ومقاييس الرأى العام. أما إذا كان البحث يركز على نوعية الحياة أو القيم أو إعلانات الطرق وتأثيرها على السلوك الشرائى فيمكن للباحث أن يزاوج بين المنهجين (الكمى والكيفى) بحيث يمكن أن يشرى كل منهما الآخر.

ثَالثًا: إعداد البيانات للتحليل الإحصائي :

تشمل عملية إعداد البيانات Data preparation عناصر أساسية نبدأ باختيارها واختبار دقتها، ثم عملية إدخال البيانات في الحاسب الآلي، وتحويل هذه البيانات Data base وإنشاء قاعدة بيانات Transforming the data. وتنطبق هذه الخطوات في أي مشروع بحثى يستقى الباحث البيانات من مصادر مختلفة. وتتمثل مصادر البيانات في : (Trochim, 2006: 1).

- ا- استجابات المبحوثين من المسوح بالبريد Mail Surveys.
- T البيانات المكوَّدة Coded data من المقابلات Interviews.
 - Pretest والبعدية Pretest والبعدية Posttest.
 - ٤- البيانات من خلال المشاهدات Observation.

وفى معظم البحوث الاجتماعية، تشتمل عملية تحليل البيانات على ثلاث خطوات أساسية كبرى نتوالى عند تنفيذها وفقاً للترتيب الآتى:

- البيانات Data cleaning ثم تنسيقها وتجهيزها للتحليل.
- Y- وصف البيانات Data description إحصائيًا باستخدام الإحصاء الوصفى.
 - ٣- اختبار الفروض والنماذج باستخدام الإحصاء الاستدلالي.

وسوف نقتصر في هذا الفصل على شرح إعداد وتنقية البيانات كخطوة أولى وأساسية في عملية تحليل البيانات Data analysis أولى وأساسية في عملية تحليل البيانات Statistical data analysis.

يقصد بتحليل البيانات دراسة كيفية وصفها، والربط بين عناصرها، والخروج باستدلالات تعتمد على الأرقام.

(١) تنقية البيانات :

يستخدم الباحث الاجتماعي ثلاث خطوات أساسية للتأكد من صحة البيانات ودقتها، ثم التأكد التام من تحديد البيانات أو القيم المفقودة data or values. ثم بناء قاعدة للبيانات لتحقيق الآتى:

الخطوة الأولى:

لابد أن يجد الباحث إجابات واضحة لديه على الأسئلة الآتية والمختصة بالبيانات قبل التحليل الإحصائي لها:

- ١- كيف تمت عملية جمع البيانات؟ ويختص هذا السؤال بخطـة المعاينـة Sampling plan
 - ٢- ما المتغيرات؟ وما الذي تمثله بالفعل؟
 - ۳- ما وحداث القياس Units of measure ؟
 - ٤- ما نوع المتغيرات (اسمية رتبية فترة نسبة)؟
 - ٥- ما عناصر البيانات الممكن استخدامها عند دراسة المجتمع الأصلى؟
- 7- ما عناصر البيانات التي تمثل المتغيرات وتعتبر مؤشرات Indicators

الخطوة الثانية : اختيار دقة البيانات

بعد جمع البيانات ومراجعتها والإجابة على الأسئلة السنة السابقة، تبدأ الخطوة الثانية باختبار ما تتصف به هذه البيانات من دقة. فأحيانًا قد يجد الباحث نفسه مضطرًا للرجوع إلى عينة البحث الكشف عن الأخطاء أو المشكلات المتعلقة بها. إذ تعتبر جودة البيانات قضية أساسية. وعناصر دقة البيانات تمثل للباحث الإجابات على الأسئلة الأربعة الآتية:

- ١- هل الاستجابات قابلة للقراءة؟
- ٢- هل تمت الإجابة على جميع الأسئلة البحثية المهمة؟
 - ٣- هل الاستجابات مكتملة؟
- ٤- هل المعلومات النصية الشائعة (مثال: البيانات الوقت المكان)
 متضمنة في البيانات؟

: Representativeness التمثيل (٢)

نظراً لأن إنتاج البيانات الثانوية يكون على المستوى القومى بواسطة الأجهزة الحكومية المختصة مع قدرتها المالية على جمع هذه البيانات أكثر من مرة فإن هذه البيانات تكون ممثلة بشكل جيد للمجتمع. ففى المسح القومى لتعداد السكان يقوم المندوبون الرسميون بمقابلة كل أسرة على فترات زمنية محددة ترتبط بتوقيتات إجراء هذه المسوح السكانية (كل سبع أو عشر سنوات على سبيل المثال) من جهة أخرى، تتصف البيانات الثانوية بعدد من نقاط الضعف تتمثل فيما يلى:

أ - صعوبة التحكم في البيانات من جانب الباحث لأن القائم بجمع هذه البيانات مؤسسات حكومية على المستوى القومي. ومن المتوقع أن يكون اهتمام القائمين بجمع البيانات الثانوية مختلفًا عن اهتمام الباحث الاجتماعي الدى

سيستفيد منها. ولتوضيح هذا قد تلجأ الجهة الرسمية المسئولة عن إعداد البيانات الثانوية لاستخدام مؤشرات لقياس الطبقة الاجتماعية تخالف المؤشرات التي في ذهن الباحث الذي يدرس هذه الطبقة.

ب- ضعف الثبات: نظرًا لمدى المتاح ولحجم التباين في البيانات الثانوية قد يقل من فرص التعميمات من هذه البيانات التي يستعين بها الباحث. فمثلاً قد تكون البيانات الإحصائية الرسمية أكثر ثباتًا عن البيانات المستخلصة من المذكرات الخاصة للأفراد، وكلاهما قد يكون أكثر ثبات من البيانات الثانوية المتضمنة في المقالات الصحفية. ويظل الحكم على ثبات البيانات الثانوية مرتبطًا بموضوعين أساسيين أولهما المسئول عن جمعها وما يعنيه من وراء هذا ودوافعه وراء ذلك.

ج- الصدق والتمثيل Validity and representative ness : من الاعتبارات المهمة والمرتبطة بالبيانات الثانوية معرفة المدى الذى يمكن أن تمثله ببساطة هذه البيانات، وهل تعبر عن وجهة نظر صحفى فى مقال يقوم بنشرها، أو تعبر عن هدف مجموعة من الصحفيين - مثلاً - وراء ما يقدمونه من مقالات. فقد تعبر المقالة الصحفية عن رأى كاتبها، وبالمثل فإن الوثائق التاريخية تعبر عن انطباعات شريحة اجتماعية بعينها تستأثر بكتابة التاريخ ورؤية أفرادها للشئون العالمية وما يحدث فى العالم.

ونظراً لارتباط ثبات البيانات الثانوية بمدى الرؤية ودوافع إعدادها، فإن صدقها يصعب الاتفاق عليه. وفي السياق ذاته فإن ما يقال عن الشك في صدق هذا النوع من البيانات، ينسحب أيضنًا على كون هذه البيانات ممثلة للمجتمع المسحوبة منه.

الفصل الثاني المعامية المعالمية الم

مقدمة

يهدف هذا الفصل إلى التعرف على مجموعة من الخطوط العريضة التى ترشد إلى كتابة عناصر جيدة للمقياس الإحصائي المستخدم في البحوث الاجتماعية والإعلامية، ويعتبر بناء المقياس مجالاً خاصاً من تصميم المسحوليس معنى هذا أن جميع المسوح مقاييس. وكثيراً ما تستخدم المقاييس في قياس الاتجاهات، والأنشطة السياسية المدنية، والتضامن الاجتماعي، والمساركة الاجتماعية... إلخ. ومن هذه المقاييس ما يعتمد على مستويات قياس بارامتريسة إحصائية. ومنها ما يعتمد على إحصاء غير بارامتري (كالمقاييس الرتبية المسارة).

ولما كان نجاح المقياس يقاس بارتفاع معاملى ثباته وصدقه، ومن شم تكرار استخدامه في المسوح والبحوث الميدانية بما يحقق تعظيمًا في فهم كيفية اختبار الفروض، فإن العناصر أو البنود المكونة لهذا المقياس تلعب البدور الرئيس في تحقيق هذا النجاح. إن خلق هذه العناصر يمثل نوعاً من الفن ولا تعد علماً ، على نحو ما. بمعنى أن يكون لدى الباحث فن صناعة وصياغة بنبود المقياس، واستخراج تعريف إجرائي واضح المؤشرات يمكن قياسه من التعريفات النظرية. وكذلك فن إدارة جمع البيانات الميدانية وكيفية إدخالها للحاسب لمعالجتها إحصائيًا. ثم كيفية التعامل مع أخطاء التحيز والخطأ العشوائي بما يحقق التمثيل الجيد لخصائص العينة مع معالم Parameters مجتمعها الأصلى.

فى إطار ما ذكرناه، ينقسم شرح المقاييس الإحصائية فى هذا الفصل إلى المحاور الآتية:

أولاً : تعريف القياس.

ثانيًا: مستويات القياس.

ثالثًا :الخطوات المنهجية لبناء المقياس.

رابعًا: نماذج من المقابيس.

خاسًا: المعالجة الإحصائية في بناء المقاييس:

أولاً: تعريف المقياس Definition of the scale:

يعرف المقباس بأنه أداة قياس اجتماعية تستخدم في تبسيط الوصف الكمى المتغيرات العديدة والمتباينة في العلاقات الإنسانية، و بمعنى آخر، فان المقياس أداة تستخدم لقياس المتغيرات الاجتماعية Social variables.

وتضم أدبيات العلوم الاجتماعية آلاقًا من المقاييس التي تقيس المتغيرات الاجتماعية التي بدأ الاهتمام بها من جانب الباحثين. وحاجة هــذه المتغيــرات للملاحظة والقياس في أي تصميم بحث يحاول قياس الفرض الأساسي والعلاقات الاجتماعية. وفي هذا الصدد، بدأ الجدل العلمي للعلاقة بين المقاييس الإحصائية والتحليل الإحصائي في مدرسة هارفارد عام ١٩٤٦. ولا يزال الجدل العلمــي قائمًا حول إمكانية التعامل مع المقاييس الرتبية Ordinal scales كما لو كانت مقاييس فئوية Rales. مما يثير الحاجة إلى ضرورة إبراز وشــرح أوجه الاختلاف بين المقياس الرتبي والمقياس الفئوي بشكل مبسط فيمــا يــأتي شرحه لاحقًا.

ثانيًا: مستويات القياس Levels of measurement:

اصطلاحًا، يعنى القياس قياس الشيء بغيره أو على غيره؛ أى قدره على مثاله. ويقصد بالقياس التعبير الكمى أى بالأرقام عن الأشياء أو الظواهر أو الأحداث وفقًا لقواعد محددة. ونحن نستخدم القياس فى حياتنا اليومية. فإذا حاولنا معرفة درجة حرارة الجسم نستخدم الترموميتر، وإذا حاولنا معرفة مساحة قطعة أرض ما فيمكن أن نستخدم المتر،أو القيراط أو الفدان.

وإذا قارنا القياس في العلوم الطبيعية بالمقاييس الاجتماعية نجد أن النوع الأول واضح ومحدد سواء من حيث المعنى أو وحدة القياس. فإذا كان وزن شخص ما ٧٠ كليوجرام، فهذا الوزن لا يحتاج إلى أى تفسير لأنه مطلق في خصائصه مع وضوح وحدة القياس وهي الجرام. أما إذا حاولنا قياس الإبداع عند عينة من الآدباء كان لزامًا علينا أن نحدد مفهوم الإبداع لأن هذا المفهوم غير مقنن، وإنما يختلف تعريفه وفقًا للمدارس الفكرية التي ينتمي إليها أصحاب هذه التعريفات، ولأن الإبداع لا يتم قياسه مباشرة.

ويعتبر القياس أكثر الوسائل قوة فى تقليص حجم البيانات الكيفية The ويعتبر القياس أكثر الوسائل قوة فى تقليص حجم البيانات الكيفية qualitative data المحتماعية متاحة للبحث والدراسة.

وتظهر قوة القياس السوسيولوجى فى إنجاز الدراسات الكمية فى مجالات عديدة مثل الحراك الاجتماعي، والتدرج الاجتماعي، والسلوك الانتخابي...إلخ.

وتنقسم أنواع المقاييس وفق مستوياتها من الأدنى للأعلى حسبما أشار عالم النفس ستيفنز S.S. Stevens إلى :

مقاييس اسمية Nominal scales، ومقاييس رتبية Ordinal scales، ومقاييس فئوية Ratio scales. وفيما يلي ومقاييس النسبة عن كل نوع من هذه المقاييس الأربعة.

1- المقاييس الاسمية: يقوم هذا النوع من المقاييس بنصنيف الأفراد أو الأشياء أو المعلومات المتماثلة في خاصية معينة في مجموعة أو فئة واحدة category. مثال ذلك، إذا قمنا بتصنيف عدد من الأفراد وفق متغير الديانة: مسلم، ومسيحي، ويهودي، وقد نقوم أيضًا بعمل تصنيف آخر الفئات الثلاث على أساس الانتماء الحزبي (الحرية والعدالة، الكتلة، الوسط).

ومن خصائص هذا المقياس أنه لا يهتم بالتمييز أو التفضيل بين الفئات المختلفة ففي المثال السابق لا نهتم بالتميز بين الفئات الدينية على أساس الأهمية مثلاً، لا نقول إن المسلم أهم من المسيحي أو إن المسيحي أهم من اليهودي. كما لا بوجد تداخل على أساس الديانة فالمجموعة كاملة تضم أفرادًا متماثلين في نوع الديانة ومن ثم لا تتكرر مفردة في أكثر من مجموعة (1972: Blalok, 1972).

٧ ـ المقاييس الرتبية: في المثال السابق، فضلاً عن تصنيف الأفراد إلى ثلاثة مذاهب دينية، يمكن أن ترتب تلك المجموعات الثلاث وفقًا لأهميتها أو لما تمثلكه كل منها من خاصية أو سمات معينة مشتركة. وقد نجد مثالاً أقرب للفهم في الرياضيات عندما تميز بين المقدارين (أ) و (ب) فنقول إن (أ) أكبر من (ب) ونأخذ الشكل الرياضي التالى: أ> ب

وقد تكون أ > ب ولكن مقدار الفرق في القيمة الدالة على التمييز بين (أ) و (ب) ليس من خصائص المقياس الرتبي. ومن ثم فإن هذا المقياس دو مستوى أعلى من المقياس الأسمى في قياس الظاهرة أو الخواص، وتعتبر

خاصية التمييز باستخدام علامات (>) أو (<) الخاصية الثانية، إذا أخذنا في الاعتبار أنه يشتمل على خاصية التصنيف وفق الترتيب.

وفى العلوم الاجتماعية نجد مثالاً لخاصية الترتيب دون الالتزام بالفروق عندما نصنف الأسر وفقًا للمكانة الاجتماعية - الاقتصادية Socio-economic إلى طبقة عليا، ووسطى ودنيا.

وتشير الخاصية الثالثة إلى عدم تكرار نفس المفردة في أكثر من مجموعة كما هو الحال في المقياس الاسمي.

وأما الخاصية الرابعة فهى الانتقالية. فلو فرضنا أن أ > ρ و (أ) و (ρ) > ρ فيمكن القول إن أ > ρ و كن من المنظور الترتيبي.

ويجدر النتويه إلى ضرورة ملاحظة أن المستوى الرتبى للمقياس لا يهتم بالفروق بين العناصر أو الخواص، ومن ثم لا نستطيع أن نستخدم مع هذا المقياس العمليات الحسابية كالطرح والقسمة والضرب والجمع كما أننا لا يمكن استخدامها أيضًا مع المقياس الاسمى.

٣- المقاييس الفئوية: من خصائص المقياس الفئوى بالإضافة للخصائص التى ذكرناها فى المقياسين السابقين، توحيد نوع وحدة القياس، فلا يمكن أن نقيس الفرق بين درجتين من الحرارة إحداهما بالفهرنهايت والأخرى بالدرجة المئوية، بل يكون الفرق بين درجتين حراريتين مثل ٣٨ درجة مئوية، و ٣٠ درجة مئوية أى من نفس جنس وحدة القياس.

ومن جهة أخرى، إذا قلنا، إنه توجد وحدات قياسية للمقياس الفئوى، ففى العلوم الاجتماعية قد يتعذر تحقيق ذلك، فمثلاً لا توجد وحدات قياسية أو معيارية لقياس السلطة، أو الهيبة الاجتماعية التي نجدها متكررة دائمًا في الموضوعات الاجتماعية.

والخاصية الثانية للمقاييس الفئوية إمكانية استخدام العمليات الحسابية المختلفة من جمع وطرح وضرب وقسمة للدرجات في عمليات تحليل البيانات. فمثلاً يمكن إضافة دخل الزوجة إلى دخل الزوج أو إلى دخل باقى أفراد الأسرة.

أما الخاصية الثالثة للمقياس الفئوى فهى أنه يهتم بخاصية تساوى الفروق بين المستويات المختلفة، مثال ذلك تقسيم الدرجة الواحدة على مقياس الحرارة (الترمومتر) إلى خمسة أقسام يمثل كل جزء منها ٢٠٠ من الدرجة، ويطلق على هذا النوع من المقاييس مقياس الفئات المتساوية Equal intervals كما لا يشتمل هذا المستوى من القياس على نقطة الصفر المطلق وإنما الصفر يعتبر نسبيًا. بمعنى أن الصفر لا يعنى غياب الخاصية .

3- القياس النسبى: يعتبر القياس النسبى من أرقى مستويات القياس ويشتمل على جميع الخصائص السابقة. فضلاً عن وجود الصفر المطلق الذى يعنى غياب الخاصية. والقياس النسبى ليس محور اهتمامنا فى البحوث الاجتماعية.

ونظراً لأن القياس النسبى أو القياس الفئوى ينتميان للقياس المترى أو العشرى للأطوال والأوزان Metric measures فلا يستخدمان إلا نادراً في البحوث الاجتماعية والإعلامية. بينما بشاع استخدام المقياسين الاسمى والرتبى – في هذه البحوث نظراً لأن معظم علماء الاجتماع يستخدمون الأرقام كوسائل ملائمة في تلخيص البيانات، حيث تكون الاختلافات بين القيم المشاهدة من حيث النوعية ولا يتم التعبير عنها بالقياسات العشرية.

وكما ذكرنا سابقاً يعتبر مستوى القياس بالغ الأهمية في استخدام الأدوات الإحصائية في البحث الاجتماعي. ولبيان هذه الأهمية، نقول إن الاختبارات الإحصائية المتنوعة تضع فروضاً مختلفة حول خصائص البيانات التي يتم تحليليها. فالمعالجات الإحصائية البارامترية Parametric statistics تفترض أن البيانات ذات قياس عشرى (مقاييس نسبة وفئوية). ومن ثم إذا حاول الباحث

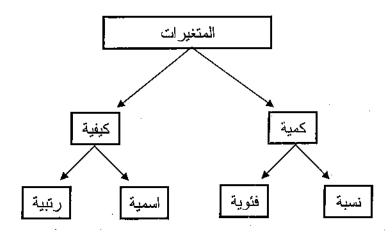
استخدام هذا النوع من الإحصاء البارامترى على بيانات اسمية أو رتبية تكون هذه المعادلة خاطئة. فالإحصاء اللابارامترى يمكن استخدامه مع مستويات قياس اسمية أو رتبية، حيث تمثل معظم المتغيرات الاجتماعية ورتبية، حيث تمثل معظم المتغيرات الاجتماعية والمهنة، والطبقة الاجتماعية، وهي تعتبر لابارامترية (Jupp,).

ومن منظور دقة القياسات Precision of measurements تختلف المقاييس الفئوية ومقاييس النسبة عن المستويات الأخرى القياس في كونهما يرتبان المشاهدات ويدلان في الوقت ذاته على المسافة بينهما بدقة. كأن يتم قياس المسافة بالمتر، والوقت بالثانية، والعمر بالسنوات.

وعلى صعيد آخر، فقد حدث تطور واسع فى استخدامات المعاملات الإحصائية المتنوعة لاخضاع متغيرات المستوى الرتبى للقياس. ومن أمثلة هذه المعاملات الإحصائية، الوسيط، ومعامل الارتباط الرتبى لسبيرمان، ومعامل ثاو لكندال Kendall's، وارتباط جاما Correlation واختبار مجموع الرتب لويلكوكسون Wilcoxon Rank Sum واختبار كروسكال – والسس Multidimensional والقياس متعدد الأبعاد Kruskal. Wallis Test scaling.

ثالثًا: نوع المتغيرات و مستويات القياس: يتضح من تعريف المقياس أنه يهدف لقياس متغير ما. ومن ثم فإن اكل متغير مستهدف مستوى محدد من القياسات التي أشرنا إليها سابقًا. ويرتبط هذا المستوى بالطرق الإحصائية الملائمة له عند إعداد المقياس. ولعل أبسط تعريف للمتغير أنه الموضوع المرغوب قياسه أو حسابه. كأن يكون عمر الأم – مثلاً - عند و لاده طفلها الأول. وقد يكون المتغير كمية رقمية رقمية A numeric quantity.

ومن ثم فقد تكون المتغيرات كيفية Qualitative variables أو متغيرات كمية Qualitative variables. وأيضاً، تكون المتغيرات الكيفية إما السمية أو رتبية. وتكون المتغيرات الكمية إما فتوية أو نسبة، كما هو موضع بالشكل:



شكل يوضح نوع المتغيرات ونوعية المقياس

وتنتج المتغيرات الاسمية من تجميع للتصنيفات المتجانسة. ولا تصاغ فروض حول العلاقات بين هذه التصنيفات. كما لا يوجد أى تداخل بينها. فهاتان الخاصيتان تمكنان الباحث من اختيار المعاملات الإحصائية المناسبة لهذا النوع من القياس.

وبالنسبة للمتغيرات الرتبية، فإنها تنتج - مثل المتغيرات الاسمية - من تجميع للتصنيفات المتجانسة مع ميزة ثانية هي إمكانية ترتيب هذه التصنيفات في نظام رتبي نسبي على أساس الدرجة، أو الكثافة أو الكم.

أما المقاييس الفئوية، والنسبة فيختلفان عن المقياسين السابقين في أنهما يرتبان المشاهدات مع الدلالة إلى المسافة بين كل رتبة والتي تليها على سلم الترتيب لهذه المشاهدات.

مقياس ليكرت مثال للبيانات الرتبية. لأن هذا المقياس بتدرجه من رقم (١) حتى رقم (٥) فإن الاختلافات بين كل رقم استجابة منها والتي تليها لا تحكمها مسافة متساوية فضلاً عن كونها غير معروفة ويرجع الاهتمام بالاختلاف في وجهة النظر حول التعامل مع مقياس ليكرت إلى أن المعاملات الإحصائية المستخدمة مع البيانات الرتبية يكون من الخطأ استخدامها مع البيانات الفئوية.

رابعًا: الخطوات المنهجية في بناء المقياس (تطبيق على مقياس قيم العمل لاعتماد علام وأحمد زايد ١٩٩٢ كمثال):

1- تحديد المفهوم النظرى: يعرف المفهوم النظرى بالإطار التجريدى أو الصورة الذهنية للمفهوم ويستمد مكوناته من إطار نظرى محدد. وبالنسبة لمقياس قيم العمل، فقد تم تحديد المفهوم النظرى للقيم ثم صياغة تعريف إجرائي لهذا المفهوم، و قام بناء هذا المقياس على تطوير وتعديل مقياس ولاك وآخرين 19۷۷ مع إضافة بعدين لهذا المقياس بما يتناسب مع الثقافة العربية. ويضم هذا المقياس عددًا من العبارات أمام كل عبارة، منها استجابات متدرجة باستخدام منهجية مقياس ليكرت.

الإطار النظرى لقيم العمل: انطلق المقياس من إسهامات ماكس فيبر حول الأخلاق البروتستنتية، فقد قام تعريفه لأخلاقيات العمل على أن الفرد عندما يلتزم بالأداء الجيد في مجال مهنته التي يمارسها، فإنه لا يفعل ذلك من منطلق امتلاكه لها، بل لأنه يرغب في العمل ويسعى إليه. وأن هذا الاتجاه الإيجابي من جانب الفرد تجاه عمله يعد مؤشرًا قويًا على قيمة هذا العمل باعتباره مصدرًا هامًا لتحقيق الرضاء الشخصى له. وقد أضفى فيبر البعد الاجتماعي على قيم العمل عندما أشار إلى أن رغبة الفرد في العمل تعتبر حتمية اجتماعية فيضلاً عن كونها رغبة ذاتية من جانب الفرد.

وتعرف قيم العمل بأنها مجموعة الموجهات السلوكية التى تحدد سلوكيات الفرد داخل عمله. وما يتعلق بالنشاط المهنى الذى يمارسه. فعندما يقوم الأفراد باختيار أعمالهم، وتحديد أهدافهم ووظائفهم بالنسبة لهم فإن إنجازهم لهذه الأعمال، يتم فى ضوء محددات قيمية. ومن تم فإن مفهوم قيم العمل work بجميع أشكال العمل الذى يقوم به الفرد.

التعريف الإجرائي المهوم قيم العمل: يعنى بأسلوب بسيط تحويل القصابا النظرية المكونة للمفهوم النظرى المجرد إلى مؤشرات يمكن تصابفها وقياسها، ويتأسس التعريف الإجرائي لقيم العمل على تحديد الأهمية النسبية التي يعطيها المبحوث (الفرد الذي يمارس نشاطاً اقتصاديًا مقابل عائد مادي) لأوجه النشاط المختلفة المرتبطة بالعمل، وما يحيط بهذه الأنشطة من مشاعر واتجاهات ومعتقدات وأفكار. وأن يتم قياس كل بعد من الأبعاد الثمانية لقيم العمل باستخدام مقياس يضم ثمانية مقابيس فرعية، يقيس كل واحد منها بعدًا من هذه الأبعاد الثمانية. أي أن يلتف كل مقياس فرعي حول قيمة واحدة من القيم المفترض أنها ترتبط بالعمل، والمقابيس الفرعية هي: الفخر، والاندماجية، وأفضلية العمل، والقيمة الاقتصادية، والقيمة الاجتماعية، والسعى للترقي، والدافعية للإنجاز، والانتماء للعمل. ثم يبدأ الجزء الثاني من التعريف الإجرائي بتحديد مؤشرات القياس لكل قيمة والممثلة بالمقابيس الفرعية – وسوف نعطى مثالاً تطبيقياً لأحد الفخر من خلال المؤشرات التالية:

- (١) الشعور بالمسئولية تجاه العمل.
- (٢) مدى الإشباع الذي يحققه الفرد من عمله.

- (٣) درجة الانضباط في العمل .
 - (٤) حب العمل.
- (٥) مدى انشغال الفرد بعمله في مواقف تفاعله اليومي.
 - (٦) ومدى تعلق الفرد بالرموز التي ندل على عمله.

و هكذا بالنسبة لكل قيمة في المقياس تم تحديد مؤشرات لقياسها. ثم صياغة عبارات لمعرفة اتجاه المبحوث نحو كل قيمة من القيم الثماني (*).

وتم قياس قيمة الفخر بالعبارات الآتية (والعبارات التي أمامها (×) تعكس أوزانها).

- (١) إن الفرد الذي لا يتقن عمله، يجب أن يشعر بالخجل من نفسه لما يفعل.
- (٩) لا أرى عيباً في أن يقلل الفرد من جهده في العمل إذا كان في مخططه أن يترك هذا العمل.(x)
 - (١٧) ليس هناك إشباع أكبر من تقديم أفضل أداء ممكن.
 - (٢٥) إن الإنسان الذي لا يشعر بالفخر بعمله لا يشعر عادة بالسعادة.
 - (٣٣) يجب على الفرد أن يشعر بالفخر بالعمل الذي يمارسه.
 - (٤١) من أهم الأمور في أداء العمل هو حب الفرد لعمله.
- (٤٩) إن القيام بعمل يحبه الشخص أكثر أهمية من العائد المادى من عمل لا بحده.
 - (٥٧) أشعر بالفخر عندما أبذل أقصى طاقة لإنجاز عملى على أكمل وجه.
 - (٦٥) إننى أتكلم كثيراً عن عملى مع أصدقائي خارج ساعات العمل.

^(*) لمزيد من التفصيلات حول هذا الموضوع انظر: اعتماد علام وأحمد زايد، مقياس قيم العمل: الإطار النظرى ودليل المقياس، الطبعة الأولى، مكتبة الأجلو المصرية، القاهرة ١٩٩٢.

ويراعى الباحث الشروط الأربعة الآتية عند صياغة عبارات المقياس:

- ا) أن تكون العبارة بسيطة ومباشرة. وقد يتضمن المقياس عددًا من البنود المأخوذة من مقياس (محك) لعدد من العناصر المماثلة بين هذا المقياس والمقياس المستخدم في الدراسة. إضافة لعدد آخر من البنود لقياس عناصر أخرى جديدة. وفي هذه الحالة من الضروري عرض المقياس على خبراء متخصصين.
- عند تصميم البنود يجب مراعاة إجابة المبحوثين عليها دون تعليمات مقيدة أو شروط من جانب الباحث للمبحوثين. وأن تكون البنود مكتوبة بـشكل واضح للمبحوث فيما يختص بالشق الخاص بالإجابة.
- ") ضرورة تفادى الازدواجية، مثل: أعتقد أن إدارة الخدمات الطبية جيدة ومفيدة. وسبب رفض صياغة وتصميم مثل هذا النوع من العبارات احتمالات وقوع المبحوث فى حيرة. فقد يجيب بأنها جيدة وليست مفيدة أو العكس. إضافة إلى إنه قد يختار حالة واحدة "بقوله أنها جيدة" ويتغافل أو يسهو عن أنها مفيدة. ومن شم تكون احتمالات التحيز Bias في يسهو عن أنها مفيدة. ومن شم تكون احتمالات التحير على صدق الاستجابات واردة مما يقلل من ثبات المقياس. كما قد يؤثر على صدق النتائج.

ومن نماذج العبارات الجيدة التي تتصف بالخصائص السابقة، نوردها فيما يأتي من مقياس البيروقراطية عند ريتشارد هال R. Hall.

العنصر: القواعد الرسمية:

هذاك نموذجان من عبارات هذا العنصر:

- أ) يجب أن أنفذ الأوامر دون مناقشة.
- ب) لا يسمح لنا بترك العمل دون إذن.
- ٤) ضرورة عدم اتصاف البنود بالرتابة التجنب احتمالات أن تأتى الاستجابة ذاتها ولسببين مختلفين من وجهة نظر المحبوث، مثل البند الآتى:

- إن رجال القوات المسلحة هم المسموح لهم بحيارة سلاح نارى شخصى.

للإجابة على هذا البند، نتوقع أن من بين المبحوثين من لا يوافق على قصر حيازة سلاح نارى على رجال القوات المسلحة وحدهم. لأن هؤلاء المبحوثين يرون أن هذا الحق يجب أن يكون مكفولاً للجميع دون ترخيص. أو أن تكون الاستجابة نابعة من إحساس داخلى لدى بعض المبحوثين بأن ليس من حق كل فرد في المجتمع أن يحوز سلاح نارى شخصي.

- على الباحث أن يتجنب الكلمات أو الصياغة الغامضة في العبارة أو البند.
- أن يكون مستوى اللغة المستخدمة في صياغة البنود مناسبة لمستوى العينة المستهدفة. وعند مخاطبة الجمهور يلزم استخدام لغة بسيطة في صياغة البنود مع تجنب استخدام أي مصطلحات علمية. وفي حالة تطبيق المقياس على عينة تخصصية (الأطباء مثلاً) فيمكن استخدام المصطلحات الفنية التي يستخدمونها، أما إذا كان هناك احتمال عدم إلمام قلة من هذا الجمهور بهذه المصطلحات فالأفضل استخدام صياغة بسيطة وواضحة ومباشرة للعبارة.

تجنب الصياغة المتحيزة للبند:

- لو كانت اللغة التي يصاغ بها البند تجعل استجابة المبحوث أكثر توقعًا أو رغبةً عن غيره من المبحوثين؛ فإن النتيجة عدم تحقق القياس الحقيقى السمات المبحوثين هؤلاء. فبدلاً من الاستجابة المنشودة، فإن المبحوثين سيحاولون تغيير إجاباتهم على النحو الذي يتصورونه مناسباً للغة السؤال. ومن ثم فإن هذا التعبير سوف يغير من معنى المقياس وخروجه تماماً عن بنيته النظرية .
- قد يلجأ الباحث لإعلام المبحوثين بأنه لا توجد إجابات صحيحة أو إجابات خاطئة في التعليمات الخاصة بالمقياس، وهذا التنويه يمكن أن يقلل من

احتمال أن يسجل المبحوثون ما يعتقدونه كاستجابات ملائمة من وجهة نظرهم بدلاً من أن يقدموا استجابات حقيقة عن المقياس.

- يجب على الباحث تجنب استخدامه كلمات أو حيل عاطفية في العبارة أو في البند داخل المقياس؛ لأن هذا سوف يقلل من ميل المبحوث للاستجابة بما يعتقده مناسباً وليس الاستجابة المنشودة أو الحقيقية على البند.
- تجنب استخدام نسخ البنود على الكمبيوتر باستخدام خطوط أسفل البند أو استخدام الحبر الأكثر وضوحاً وثقلاً في إظهار كلمة ما. لأن هذا يسبب تحيزاً واضحاً.
- من الضرورى أن يستخدم الباحث الصياغة المباشرة للعبارات التي تعكس أوزانها تفادياً لوقوع المبحوث في حيرة أو تشتت ذهني عند استجابته لها.
- عند الحاجة إلى استخدام استجابات على مقياس رقمى مثل مقياس ليكرت فمن الضرورى التقيد بالشروط الآتية لضمان الدقة والصدق:
- ۱) لما كان تصميم مقياس ليكرت يقوم على وضع استجابات على تسلسل رقمى أمام كل سؤال، يبدأ من رقم (۱) حتى رقم (۷) على هذا النحو.
 السؤال: هل تحب الاحتكار؟

الإجابة باستخدام مقياس ليكرت

۱ ۲ ۳ ۶ ه ۲ ۷ لا أحبه إطلاقاً بعض الشيء أحبه كثيراً

فمن الضرورى ولضمان الصدق – أن لا يزيد التسلسل الرقمى فى فى مقياس ليكرت عن سبع استجابات ، ولا تقل عن أربع أمام كل سؤال.

٢) أيضاً لا يجب استخدام مقياس ليكرت مع بند أو عبارة بعينها من عبارات المقياس. بل يلزم تطبيق مقياس ليكرت مع جميع البنود التي يشملها المقياس المستخدم.

- ٣) يلزم تحويل العبارات أو البنود إلى صياغة اتجاهية أو تقيس اتجاهات المبحوثين كشرط الاستخدام مقياس ليكرت.
- خارات المقياس بشكل متماثل أو بتكرار من حيث تسائسل الأرقام والاستجابات المناظرة بدءاً من رقم (١) المناظر لعبارة "لا أوافق تماماً" والاستجابات المناظر لعبارة "أوافق تماماً". وإذا تعذر هذا فلا بد من تكرار المقياس بالتسلسل وما يناظر كل رقم منها متطابقاً تماماً لكل بند أو عبارة. ولتوضيح هذا عند رقم (٤) في منتصف المقياس عبارة "إلى حدما". هذه العبارة يلزم أن توجد عند نفس الرقم (٤) في تسلسل المقياس.
- التجنب انخفاص صدق المقياس المستخدم في البحث، يلزم أن يكون كــل عنصر من عناصره مستقلاً بذاته وبمؤشراته أو عباراته الدالة عليه دون تداخل في مضمونها مع عبارة من العنصر الآخر في المقياس ذاته. كمــا أن هذا سيتيح فرصة كبيرة أمام الباحث للتوزيــع العــشوائي لعبــارات المقياس.

وسنهتم فيما يأتي بشرح موجز التعامل مع:

- ١) إدارة المقياس من خلال عملية جمع البيانات.
 - ٢) إدخال البيانات للمعالجة الإحصائية.

ا) إدارة المقياس من جانب الباحث Administering the scale:

تعنى إدارة المقياس من جانب الباحث قيامه بالخطوات الأربع الآتية:

أ) عند اختبار المقياس يجب على الباحث تطبيق الأساليب التجريبية المعروفة عند إجراء هذا الاختبار، وبصفة خاصة، أن يضع الباحث الضوابط التجريبية اللازمة للتحكم في بيئة الاختبار أو البحث، بأن يجيب كل مبحوث على جميع أسئلة صحيفة الاستبانة وبشكل كامل، وأن

يحرص الباحث على التأكد من عدم وجود اختلافات بيئية للبحث يمكن أن تزيد من احتمالات حدوث خطأ عشوائى فى القياسات. ومن ثم انخفاض معامل الثبات للمقياس. وعندما يقوم الباحث باختبار المقياس باستخدام طريقة إعادة الاختبار Test- retest أن يختار أيسر الطرق لجعل عملية جمع البيانات أكثر سهولة ويسرًا.

- ب) فى حالة قيام الباحث بإجراء اختبارات أولية للمقياس يجب أن يوجد العلاقات بين المقياس والمحك، ولما كانت المقاييس يتم تصميمها لتحقيق السرعة والسهولة فى الاستخدام والتطبيق، فمن الأفضل للباحث إجراء المقارنة بين المقياس المستخدم والمناظر له (المحك) فى وقت واحد وفى الاختبار ذاته.
- ج) عندما يقوم الباحث بتحديد أو تصميم عناصره بالكيفية التي تتسيح لسه إمكانية توزيعها عشوائياً في المقياس، يفضل في هذه الحالة اختبار المقياس (المقاييس الفرعية له) عدة مرات وفي الوقت ذاته. لأن هذه الطريقة تمكن الباحث من معرفة تأثير التوزيع العشوائي للعناصر على الاستجادات.
- د) إن معظم المقاييس المطبقة تكون قليله في عدد بنودها أو الأسئلة مما يمكن من زيادة كفاءة الباحث في الاتصال بالمبحوثين من خلال إجراء اختبارات أخرى لهذا المقياس في المدة ذاتها، مع ضمان الإجابة على جميع الأسئلة.

٢) إدخال البيانات للحاسب الآلي:

أ) ربما تعد أفضل استراتيجية تحقق إلغاء خطأ إدخال البيانات للمعالجة الإحصائية باستخدام الحاسب الآلي هي أن يقوم الباحث بإدخالها مرتين وفي ملفين مختلفين. وتعرف هذه الاستراتيجية بالإدخال الثنائي. ففي معظم أنواع معالج البيانات Word processors توجد وظيفة مقارنة الوثيقة A

document compare حيث تتيح الباحث تحديد موقع الاختلافات بين الملفين. ومن ثم فإذا حدث إدخال غير صحيح البيانات في ملف واحد منها فسيظهر الباحث ما بها من اختلافات، مقارنة بما يحتويه الملف الثاني. وهذه الميزة ستحقق نسبة مئوية للإدخال الصحيح تصل إلى ٩٩% تقريبًا.

ب) قد يجد الباحث في استجابات المبحوثين من يضع رمزًا كدائرة أمام ما يوافق عليه أو أن يذكر رقمًا بدلاً من الدائرة. ومن ثم لا بعد لتحويال الاستجابات على اختلاف أشكالها إلى أرقام لبدء معالجتها إحصائيًا، أن يختار من يقوم بنسخ الاستجابات قراءة الأسئلة قبل إعطاء أرقام لكل استجابة تفاديًا للصعوبات المحتملة في الإدخال الرقمى للاستجابات للحاسب الآلي.

رابعاً: المعالجة الإحصائية في بناء المقاييس:

تتباين الأدوات الإحصائية المستخدمة في معالجة المقاييس ومعامل شاتها. وكما يذكر كل من كوك وكمبل Cook & Cambell أن صدق البناء أهم أنواع الصدق التي يهتم بها الباحثون في بناء المقاييس، بينما المقاييس التي تفتقد المحك فإنها تعنى بالصدق المتشابه Convergent validity. وعند تطبيق المقياس يوجد عدد من العوامل العشوائية الخارجية التي قد تؤثر علي الطريقة التي يجيب بها المبحوثون على أسئلة المقياس المعدة في صحيفة الاستبانة. ومن ثم فإن المقياس يتكون من عاملين أساسيين أولهما "القيمة الحقيقية النظرية للمقياس العلقة بينهما في المعادلة الآتية:

م = حــ + خــ .

حيث م = القياس الفعلى للمقايس .

حـ = القيمة الحقيقية النظرية .

خـ = الخطأ العشوائي .

وتمثل القيمة الحقيقة (ح) القيمة المتوسطة الممكن الحصول عليها لو قام الباحث بقياس عدد لا نهائى من المرات ومن المهم أن يعرف الباحث عدم قدرته على فعل شيء إزاء البناء النظرى غير الذي يتم قياسه. أي القول ببساطة أن قياس أي مكون أو (موضوع) إنما يوجد في القياسات فقط. أما ما وراء هذا فلا يعرفه الباحث، ومن ثم يصبح السؤال الملح هنا هو معرفة إن كان هذا المكون متوافقًا وملائمًا للبناء النظرى للمقياس، من منظور صدق المقياس، وأنه لا يكون ملائمًا عند تقدير معامل الثبات؟ ويعرف ثبات المقياس من العلاقة

$$\frac{(-2) \sigma^2}{(4) \sigma^2} = 0$$

. حيث σ^2 (حــ) = تباين القيمة الحقيقية المقياس

(م) = تباين الاستجابة الفعلية المشاهدة σ^2

وتمثل هذه العلاقة النسبة المثوية للتباين في القيم المـشاهدة المرتبطـة بالعناصر المنتظمة للمقياس ذاته.

ومن جهة أخرى، يصعب عمليًا استخدام المعادلة السابقة نظرًا الاستحالة معرفة قيمة التباين القيمة الحقيقية. واعلاج هذه المشكلة يسعى علماء الإحساء إلى اتباع طرق عديدة في حساب قيمة معامل ثبات المقياس باستخدام القيم المشاهدة أو الفعلية. مثل إعادة الاختبار، وطرق التجزئة النصفية، وطريقة الأشكال البديلة Alternate forms method، ومعامل كرونباخ α لقياس الاتساق الداخلي المقياس كما سيتضح في الفصل الثالث.

ومن وسائل قياس الصدق الظاهرى للمقياس أيضًا عرضه على هيئة محكمين من ذوى الخبرة والاختصاص لمعرفة مدى صلاحية كل عنصر (أو بند) وكفاءة قياسه. ثم يقوم الباحث بحصر البنود التي تم الاتفاق عليها بين المحكمين واستبعاد باقى البنود – تحت التحكيم، إذا بلغت نسبة الاتفاق عليها أقل

من ٧٠٠ - ٧٥%. ثم يقوم الباحث باختبار المقياس بعد تحكيمه على عينة صغيرة من خلال دراسة استطلاعية للتأكد من وضوح الأسئلة وسلامة وبساطة لغتها بالنسبة للمبحوثين، وهذه الطريقة تدل على ارتفاع درجة الاتساق الداخلى للمقياس ومن ثم تحقيق صدق جيد له.

ولما كان من المعلوم سلفًا في البحوث الاجتماعية أن ثبات الكثير من المقابيس قاعدة وليست استثناء، كان من الضروري أن يهتم الباحثون بمعامل الثبات بشدة ، ولعل مرجع التسليم بهذه القاعدة أن الكثير من المتغيرات (المستقلة والتابعة على حد سواء) يصعب قياسها؛ مما ينشأ عنه بالضرورة أخطاء في القياس، وظهور الخطأ الثاني (β) في حالة انخفاض التقدير للعلاقة الارتباطية بين المتغيرات باستخدام الانحدار البسيط Multiple regression وأحياناً مع استخدام الانحدار المتعدد مبالغة في تقدير العلاقة الارتباطية؛ مما يؤثر في انخفاض الثبات على مستوى العلاقة الارتباطية الحقيقية على مستوى المجتمع الأصلي ومن ثم فإن تقدير معامل الثبات باستخدام معامل كروبناخ (α) والذي قد يصل إلى (α) لا يعكس حقيقة الثبات. ولهذا وجب تصحيح انخفاض معامل الثبات في المقابيس من خلال استخدام الانحدار البسيط لتقترب قيمة هذا المعامل من قيمته الحقيقية على مستوى المجتمع الأصلى، والمعادلة الآتية تربط بين المتغير المستقل والمتغير عنه التابع في المجتمع الأصلى لتقدير القيمة الحقيقية لمعامل الثبات والمعبر عنه بقيمة معامل الارتباط:

حيث ر١١ = الارتباط المشاهد

ر،۱۱ ر ۲۲ = تقدير الثبات المتغيرات.

أيضًا يمكن الاستعانة إحصائيًا في بناء المقياس بالتحليل العاملي Factor analysis للمقاييس الفرعية المكونة لعناصر صحيفة الاستبانة، التي يمكن اعتبارها قياسات فترة (فئوية) Interval level. ومن أفضل أساليب بناء المقياس في هذه الحالة استخدام العناصر خماسية الاستجابة point items مثل مقياس ليكرت. بفرض أن التوزيع للعنصر ليس متصفاً بالالتواء الشديد (Not too skewed).

خامسًا: نماذج من المقاييس:

يتم بناء أعداد كبيرة من المقاييس التي تسهل الوصف الكمي للمتغيرات العديدة في مجال العلاقات الإنسانية. ويصنف كل من ميار (C.D. Miller، وسليكايند N.J. Salkind هذه المقاييس إلى الفئات الثلاث الآتية:

۱) المقابيس السيكومترية Psychometric و الاجتماعية والنفسية psychology scales.

وتضم هذه الفئة مقابيس الذكاء، واختبارات الشخصية، وقياس الاتجاهات واختباراتها، والتوجه يحو الإنجاز، والاتجاهات المجتمعية، والرضا وأوقات الفراغ، والاغتراب.

- Y) المقاييس السوسيومترية Sociometric scales التي تستخدم في قياس البناء الاجتماعية ومن أمثلة المقاييس البناء الاجتماعية، والمشاركة السوسيومترية، ما يستخدم لقياس الصداقة غير الرسمية، والمشاركة الاجتماعية، والمسافة الاجتماعية، وتماسك الجماعة.
- ٣) المقاييس الديموجر افية Demographic scales تضم هذه الفئة المقاييس التي تقيس أشكال ونتائج السلوك الاجتماعي داخل وحدات كبيرة، كالمجتمع المحلي، والدولة، والوطن. ومن أمثلة هذه المقاييس، مقاييس النشاط الخدمي للمجتمع المحلي، والنشاط السياسي للمواطنين، والتضامن المجتمعي.

ومن بين هذه الغئات الثلاث للمقاييس - سنهتم فيما يأتى بشرح مـوجز لمقياس ليكرت وكيفية حساب درجاته.

مقياس ليكرت Rensis Likert scale:

يعتبر مقياس ليكرت أشهر وأكثر المقاييس الاتجاهية استخدامًا في بحوث علم النفس والدراسات الاجتماعية والإعلامية. ويتكون المقياس من مجموعة من العبارات التي تقيس بعدًا واحدًا ثم يطلب من المستجيبين تحديد درجة الموافقة على كل عبارة من عبارات المقياس التي قد تصاغ إما بشكل موضوعي أو بشكل ذاتي، ثم تشبر التعليمات في صحيفة الاستبانة إلى أنه يجب على المبحوث أن يستجيب لكل عبارة بدلالة درجة الموافقة أو عدم الموافقة على مقياس يتراوح من رقم (١) إلى رقم (٥) لهذه الدرجة أمام كل عبارة. مع صرورة مراعاة التماثل من حيث الرقم وما يناظره من درجة موافقة أو عدم موافقة على مستوى جميع العبارات. فلا يصح على الإطلاق أن نغير درجة الموافقة المناظرة للرقم من سؤال إلى آخر. فمثلاً إذا كان رقم (١) يدل علي الموافقة بشدة. يظل هكذا حاله على مستوى جميع العبارات. وفي هذه الحالسة تكون الاستجابات لكل عنصر متمثلة في مجموعها بما يحقق قياسًا مفردًا للاتجاهات نحو موضوع بعينه. وقد سبق إعطاء مثال بشكل الاستجابات التي يناظر كل واحدة منها رقمًا متسلسلاً يبدأ من رقم (١) إلى رقم (٥). وأحيانًا إلى رقم (٧). ونعطى - فيما يأتى - مثالاً على استخدام مقياس ليكرت في مقياس روزنبرج - الشهير - في احترام/ تقدير الذات Rosenberg self-esteem .scale

فیما یأتی ثلاث عبارات تصور فکرة استخدام مقیاس لیکرت و هــی مأخوذة من مقیاس روزنبرج الذی یضم عشر عبارات:

- ١) أشعر أننى أمتلك عددًا من السمات الحسنة.
- ٢) أتمنى أن يكون باستطاعتى أن أحترم نفسى أكثر.
- أشعر أننى إنسان سيئ على الأقل إذا ما حاولت مساواة نفسى بالآخرين.

وأمام كل عبارة من العبارات العشر يستخدم روزنبرج الاستجابات الخمس الممكنة. ويطلب من كل مبحوث اختيار استجابة واحدة فقط من هذه الاستجابات التي يراها مناسبة له.

٥ ٤ ٣ ٤ عليًا ما تكون غالبًا ما تكون ليست حقيقية عليًا ما تكون ليست حقيقية حقيقية دائمًا دائمًا حقيقية على الإطلاق

قد يصمم مقياس ليكرت ثنائى الاتجاه (إيجابى، عسكى نحو العبارة) وقد تكون أربع استجابات فقط أمام كل عبارة مع حذف اختيار "محايد".

كيفية حساب درجات المبحوث على مقياس ليكرت:

هناك طريقتان: إما أن يتم التعامل مع درجة كل عبارة على حدة منفصلة عن العبارات الأخرى، أو يتم تجميع درجات مجموعة من العبارات الأخرى، أو يتم تجميع درجات مجموعة من العبارات التي تقيس بعدًا واحدًا من أبعاد الظاهرة مجال القياس مثال ذلك في حالة قياس الاغتراب الاجتماعي واستخدام مقياس بلومر Bluamer الدي ينطلق من تعريف الاغتراب من خلال تحديد خمسة أبعاد كمؤشرات للاغتراب هي: اللامعنى، اللاقوة، العزلة الاجتماعية، الاغتراب النفسي، اللامعيارية. ففي مقياس الاغتراب كل مجموعة من العبارات تقيس بعدًا من الأبعاد الخمسة.

وكذلك مقياس قيم العمل لاعتماد علام وأحمد زايد (١٩٩٢) في ضم المقياس ثمانية مقابيس فرعية، كل مقياس يضم العبارات التى تقيس قيمة محددة فالمقياس يشتمل على ٢٧ عبارة مقسمة بالتساوى على ثمانية مقابيس وتقيس كل منها قيمة محددة من القيم الثماني

والبيانات التى نحصل عليها من مقياس ليكرت (بعد استكمال الاستبانة) يمكن تجميعها من خلال تحويل درجة الموافقة إلى درجة Score وذلك على النحو التالى:

مو افقة بشدة = ٥

موافق = ٤

محاید = ۳

غير موافق = ٢

غير موافق بشدة = ١

ونعكس الأوزان في حالة العبارات العكسية أي أن الاتجاه (غير موافق) ويتم استخدام مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت.

وقد يتم تحويل البيانات التي تم الحصول عليها من مقياس ليكرت إلى مقياس رتبي كأن يتم تقسيم الدرجات إلى مستويين أو ثلاثة واستخدام الأساليب الإحصائية الملائمة لهذا النوع من البيانات.

الفصل الثالث

الثبات والصدق

مقدمة:

يعتبر القياس The measurement عمليــة محوريــة فــى البحـوث الاجتماعية الكمية. ففى هذه البحوث ، تبدأ عملية القياس بعدما يصوغ الباحث مشكلة البحث، ويحدد المتغيرات ووحدة التحليل التي يستخدمها فــى مــشروع البحث. وعندما يبدأ الباحث في عملية القياس لا ينصب اهتمامه على المتغير إن كان مستقلاً أو تابعًا، بل يولى اهتمامه الأساسي نحو تحديد تعريفــات إجرائيــة واضحة Operational definitions تتلاءم ومشكلة البحث. ثم اختبار الثبات والصدق للمقياس لأنهما يمثلان الركيزة الأساسية للقياس.

تتعدد أساليب حساب الثبات في مجال القياس واستخداماته في البحوث الاجتماعية. إذ يختص كل أسلوب منها بتقدير نوعية محددة من تباين الخطا الذي يؤثر في ثبات القياس، ولتوضيح هذا نقول إن أي اختبار لكونه مجموعة من البنود أو الأسئلة لا يكون له ثبات يهدف الباحث إلى قياسه. بل يكون المقصود بحساب أو تقدير الثبات هو ثبات الإجابة على الاختبار ذاته. أو ثبات الأداء على الاختبار، وأن هناك اختلافًا في تحديد الثبات وتحديد الدقة مناهدة تختص بالسؤال حول ما تم قياسه إمبريقيًا.

ويهتم هذا الفصل بشرح خاصيتين هامتين هما الشات والصدق في البحث الاجتماعي. إذ إن الثبات يمكن الباحث من الحكم على نشائج أدوات القياس، ومن جهة ثانية، فإن الصدق يمكن الباحث من معرفة المدى الذي تسمح به القياسات المستخدمة في التنبؤ بالسلوك المستقبلي. في الوقت ذاته يعطى الصدق الدلالة على أن البيانات الميدانية التي يتم جمعها تعكس الحقيقة الاجتماعية، أو حقيقة ما يجرى في المجتمع. بمعنى أن الصدق يشير إلى مدى صدق القياس للواقع الاجتماعي.

وإذا كانت هناك علاقة قوية بين الثبات والصدق فليس معنى هذا القول إنه إذا كانت البيانات متصفة بالثبات فإنها تتصف بالصدق. ففى بحوث اجتماعية وإعلامية كثيرة، نجد أن البيانات تكون متصفة بالثبات إلا أنها لا تتسم بالصدق والعكس صحيح تمامًا. والمفترض لتعميم النتائج وإمكانية تطبيقها على أية جماعة اجتماعية في الوقت ذانه أن يهتم الباحث بأن يتحقق الثبات والصدق معًا فيما يقوم به دراسة ميدانية بدءًا من جمع البيانات، وعملية المعاينة، واختبار الأدوات الإحصائية المناسبة وصولاً إلى اتصاف التقرير النهائي بالصدق.

بناء على ما سبق، تنقسم المناقشة في هذا الفصل إلى المحاور الآتية: أو لا : الثبات:

- (١) الثبات والنظرية العامة لخطأ القياس.
 - (٢) تعريف الثبات.
 - (٣) أنواع الثبات.
 - (٤) طرق حساب الثبات.
 - (٥) الثبات في تحليل المضمون.
 - (٦) الثبات وأنواع الخطأ.

ثانياً: الصدق وأنواعه.

د الثبات والنظرية العامة لخطأ القياس Reliability and the general theory: of measurement error

يمثل خطأ القياس مشكلة مهمة تواجه جميع العلوم. إذ إن مصداقية المعرفة العلمية تعتمد بشكل كلى على تأييدها دومًا بالملاحظات أو المساهدات الميدانية. ولو اهترت هذه العلاقة الارتباطية بينهما فإن التفسير العلمى يكون متصفًا بالشك. وفي هذا الإطار، فإن ما يجعل النتائج داعمة للمعرفة النظرية، هو ما تتصف به هذه النتائج من ثبات لأدوات القياس المستخدمة في البحث. فلو كانت النتائج الميدانية لا تتصف بالثبات الجيد فإن السبب وراء هذا – وبسكل كبير – يرجع إلى ما يسمى بالخطأ العشوائي Random error السني يسؤدي

بدوره إلى الوقوع في خطأ النوع الأول Type I أو خطأ النوع الثاني Type I. أو التقدير الأقل أو المبالغ فيه لحجم التأثير في العلاقة قيد البحث.

٧ـ تعريف الثبات:

يعرف الثبات Reliability في علم الإحصاء، بالتوافق أو الاتساق Condsistency أو الدقة Scales لمجموعة من المقاييس Scales أو في قيام الأداة المستخدمة ذاتها (الاختبار – إعادة الاختبار Test- Retest) بأن تعطى الأداة نفس النتائج إذا ما أعيد تطبيقها على المجموعة المستهدفة من الأفراد وفي الظروف ذاتها. وتوصف تجربة ما بالثبات إذا ما أعطت نتائج متوافقة للمقياس المستخدم ذاته. من جهة أخرى، تفتقد التجربة الثبات إذا ما أعطت القياسات المتكررة لها نتائج مختلفة.

ويختص النبات بدقة المقياس. بمعنى وجود اتساق فى النتائج إذا ما أعيد تطبيقه على الأشخاص أنفسهم ودون تغيير فى الظروف أو فى ظلل ظروف مماثلة. وأن الخطأ أو انخفاض النبات يمثل الفرق بين الدرجات المشاهدة والدرجات الحقيقية. وتعبر العلاقة الرياضية الآتية عن النبات:

سم = سق ± ط

حيث سم = المقياس المشاهد.

سى = القيمة الحقيقية.

ط = الخطأ أو تقص الثبات.

يوجد كذلك تعريف للثبات تقدمه لنا النظرية الكلاسيكية للاختبار Ratio of إذ يعرف الثبات بنسبة تباين Classical Test Theory الدرجات الحقيقية، إلى تباين الدرجات المشاهدة. والثبات كقيمة تقديرية – يكون مساويًا للواحد الصحيح مطروحًا منه نسبة تباين

درجة الخطأ The error score إلى تباين الدرجات المشاهدة. وتوضيح المعادلة الرياضية الآتية:

$$P_{xx} = \frac{\sigma_t^2}{\sigma_x^2} = 1 - \frac{\sigma_E^2}{\sigma_x}$$

حيث P_{xx} = ثبات الدرجات المشاهدة.

تباين الدرجات المشاهدة. σ_{x}^{2}

تبيان الدرجات الحقيقية. σ_t^2

تباين قيم الخطأ. $\sigma_{\rm E}^2$

ورغم ما يبدو من بساطة حساب قيمة الثبات من المعادلة الـسابقة فـلا توجد - حتى الآن - طرق للملاحظة المباشرة يمكن استخدامها فـى حـساب الدرجات الحقيقية. لهذا، تستخدم طرق متباينة - على النحو الذي سنعرض لـه فيما يأتى - في تقدير ثبات المقياس وأن لكل طريقة من هذه الطرق مـشكلة تتمثل في تحديد مصدر الخطأ وحساب قيمته.

٣ أنواع الثبات:

توجد ثلاثة أنواع من الثبات يحددها نيومان (- 138 : Neuman 1997) وذلك على النحو التالى:

الثبات المستقر Stability reliability:

يقصد به الثبات الذي لا يتغير بمرور الوقت. بمعنى أن المقياس أو المؤشر The indicator يعطى النتائج ذاتها في كل مرة يطبق فيها وعلى فترات زمنية مختلفة. ويمكن اختيار درجة المؤشر الدالة على الثبات المستقر باستخدام طريقة الاختبار – إعادة الاختبار على المجموعة ذاتها من الأفراد. كما يمكن استخدام طريقة الأشكال البديلة Alternative forms method.

متّال:

إذا قام طالب بدراسة على رواد مقصف الكلية بين زملائه (طلب وطالبات) وقت الراحة بين المحاضرات باستخدام الملاحظة. وكسان المتغير التابع لهذا الطالب طريقة الجلوس على الكراسي حول الطاولات، وقام بتسجيل عدد الطلاب والطالبات حول كل طاولة. وقام بتدوين أول من يجلس منهم تسم الثاني ثم الثالث لفترة زمنية استمرت ثلاث ساعات، فلو حدث أن هذا الطالب قرب نهاية هذه الفترة الزمنية غفل عن تدوين أولوية الجلوس كما كان يفعل في بداية الفترة. في هذه الحالة فإن المؤشر الذي استخدمه لا يتسم بدرجة عالية من الثبات المستقر.

استخدام الاختبار - وطريقة إعادة الاختبار في تقدير الثبات:

يمكن فهم طريقة تطبيق الاختبار - إعادة الاختبار - من المثال البسيط الآتي لمؤشر واحد فقط.

إذا قمت من نومك صباحًا وبادرت إلى معرفة وزنك باستخدام الميران لقياس الوزن. ووقف مؤشر هذا الميزان بعد ثبات وقوفك عليه عند ٨٠ كيلو جرام مثلاً. ثم قمت بإعادة المحاولة للتأكد من أن وزنك بالفعل ٨٠ كيلو جراماً. وقد تكرر هذه المحاولة مرة ثالثة ورابعة. وحصلت على الوزن ذاته. معنى هذا أنك استخدمت طريقة الاختبار – إعادة الاختبار للتأكد من ثبات وزنك. في هذه الحالة نقول إن الثبات بعنى دقة المقياس من محاولة لأخرى .

Representative Reliability الثبات المثل

ويعبر عنه بالثبات عبر جماعات فرعية أو مجموعات من الأفراد ويكون السؤال في هذه الحالة معرفة هل المؤشر المستخدم يعطى إجابة واحدة أو الإجابة ذاتها عندما يتم تطبيقه على جماعات مختلفة (مثال: السرائح الاجتماعية - الجماعات العمرية - العرقيات)

مثال:

لو كان السؤال مثلاً لشرائح سنية وقت إجراء الدراسة. فإذا كان بعض الشباب ممن هم في العشرينات بالغوا في زيادة أعمارهم عن عمرهم الفعلي. وبالمثل خفض عدد ممن هم في شريحة (+٢٥سنة) عن أعمارهم الحقيقية. في هذه الحالة بنخفض الثبات الممثل لأن القياس يحتاج إلى معلومات دقيقة من كل شريحة سنية شملتها الدراسة.

على صعيد آخر، قد نحصل على الثبات إذا لم يكن هناك اختلاف في معدل الخطأ Error rate بين مجموعتين في الإجابة على مؤشر واحد. مثال:

أجرى باحث دراسة لمعرفة المستوى التعليمي للذكور والإناث وحصل على إجابات. واستطاع الباحث أن يحصل من سجلات وزارة التعليم على المستوى التعليمي للمجموعتين، ففي هذه الحالة لو كان معدل الخطأ في الإجابة متماثلاً للمجموعتين؛ يتحقق الثبات الممثل في الإجابات. هذا ويمكن استخدام المعادلة رقم (٢) المشار إليها سابقًا في تقدير الثبات الممثل الذي سيكون متماثلاً للمجموعتين الذكور والإناث.

٣) الثبات التكافؤي Equivelance Reliability

يستخدم الباحثون الثبات التكافؤى فى حالات استخدامهم لمؤشرات عديدة multiple indicators أو مقاييس عديدة. كأن يستم اسستخدام الاسستبانة questionnaire التى تضم عناصر عديدة تقيس جميعها مشكلة بحسث محددة. وأنه لو أن جميع المؤشرات على اختلافها تقيس موضوعًا بعينه فان القياس المتصف بالثبات يعطى النتائج ذاتها لكل مؤشر من المؤشرات المستخدمة فلى الدراسة أو المسح الميدانى.

ويستخدم الباحثون الثبات التكافؤى في الاختبارات وصحف الاستبيان باستخدام ما يعرف بطريقة التجزئة النصفية Split-half method. وهذه الطريقة تنهض على تقسيم مؤشرات القضية/ مشكلة البحث الواحدة إلى نصفين باستخدام الطريقة العشوائية. ثم محاولة معرفة ما إذا كان النصف الأول يعطى النتائج ذاتها التي يعطيها النصف الثاني أم لا . وتوجد مقاييس إحصائية خاصة في تقدير هذا النوع من الثبات من بينها ما يعرف بمقياس "ألفا كرونباخ" (x) (Cronbach's

وهناك أيضًا، حالة خاصة للثبات التكافؤي تعرف بثبات المعلومة بالتواتر Interrater or Inrecoder reliability. بمعنى أن يحصل الباحث باستخدام مقياس بعينه على المعلومة ذاتها من مصادر معينة بها وتخدم مشكلة البحث دون غيرها. ففي المسوح والبحوث الميدانية تتعدد مصادر المعلومة من عدد من الملاحظين، والمهتمين بالترتيب Raters، والمحونين أو المرمزين عدد من الملاحظين، والمهتمين بالترتيب بالثبات، كما يمكن اختبار هذا النوع من الثبات إذا قام عدد كبير من القائمين بالترميز بقياس الموضوع ذاته ثم تتم مقارنة المقاييس التي تم استخدامها. ولتوضيح هذا النوع من الثبات، نأخذ المثال الذي سبقت الإشارة إليه والخاص بمقصف الكلية. فلو استعان الباحث بثلاثة مدونين (كل مدون مستقل عن الآخر) في ملاحظة الجلوس على طاولة المقصف خلال ساعة واحدة وعلى مدار ثلاثة أيام مختلفة. فإذا أعطى المدونون الثلاثة معلومة متماثلة فيمكن للباحث أن يثق في قياس ثبات المعلومة بالتواتر.

٤) الثبات الوثائقي العكسي Reverse record check Reliability؛

يشير هذا النوع من الثبات إلى التأكد مما هو موثق فى السجلات أو التقارير فى ضوء ما يسفر عنه المسح من نتائج يمكن بمقارنتها بما تم قيده في السجلات للوقوف على الثبات بمعنى أنه كلما كانت نسبة النتائج مماثلة لما هو مسجل في السجلات كان ثبات النتائج عاليًا. وتقدر نسبة الثبات باستخدام العلاقة الآتية:

مثال:

في عقد التسعينيات من القرن العشرين. قامت الهيئة القومية المستولة عن إعداد تقارير الجرائم بإجراء مسح على الوحدات المعيشية بهدف معرف معدل الجريمة عند البالغين في هذه الوحدات خلال فترة الستة أشهر الأخيرة السابقة على إجراء المسح. وبلغ عدد من تم اختيارهم من البالغين بطريقة عشوائية ألف فرد. ولضمان الدقة في البيانات المتوفرة لدى الهيئة حول هولاء المبحوثين وتقدير الثبات باستخدام طريقة الثبات الوثائقي العكسى اتبعت في إجراء المسح الخطوات الآتية:

- 1) الاعتماد على التقارير الرسمية في إدارة الشرطة لاختيار عينة من المواطنين الذين أثبتوا من خلال البلاغات التي تقدموا بها أنهم كانوا ضحايا جرائم خلال السنة أشهر السابقة على المسح.
- ٢) قام باحثون بإجراء مقابلات مع هؤلاء الضحايا في وحداتهم المعيشية
 لإعلامهم أن الهيئة تجرى مسحًا حول ضحايا الجرائم.
- ٣) قام هؤلاء الباحثون بسؤال هؤلاء المبحوثين إن كانوا ضحايا لجريمة أو
 أكثر مما تم الإبلاغ عنه رسميًا خلال الستة أشهر.

- ٤) تم حصر عدد من كان ضحية لجريمة أو أكثر وبلغ عدد هؤلاء ٨٦٥ فرد
 (الاستجابات الفعلية).
- فام الباحثون من خلال مراجعة ومقارنة ما تم الحصول عليه من بيانات
 بما هو مدون بالسجلات حول الجرائم التي وقعت ضد أفراد العينة بهدف
 معرفة نسبة الدقة فيما لديهم من بيانات.

وهذه النسبة المئوية تمثل الثبات الوثائقي العكسى لمسح ضحايا الجرائم.

مميزات استخدام طريقة الثبات الوثائقي العكسي:

تلجأ الهيئات الرسمية إلى تفضيل تقدير الثبات فى التقارير الرسمية القائمة على البلاغات الذاتية عن الجرائم Self- reported victimization للاحتمالات الذي يراها المسئولون واردة فى ظنهم فيما يختص بالبلاغات الذاتية عن الجرائم، التى قد نقلل من دقة بيانات التقارير الخاصة بالجرائم. والاحتمالات تتمثل فيما يلى:

- ١) قد يتغاضى المبلغ عن الجريمة ضده أو تسجيل جرائم أخرى يظنها بسيطة وليست فى حاجة للإبلاغ عنها وقعت خلال الستة أشهر السابقة على إجراء المسح.
- لن يقوم عدد ممن شملهم المسح من ضحايا الجرائم بذكر ما سكتوا عنه
 من جرائم وقعت عليهم لمن قاموا بإجراء المقابلة معهم.
- ٣) الخطأ المتوقع من المبحوث في ذكر بعض الجرائم التي تعرض لها في
 فترة الستة أشهر رغم وقوعها قبل هذه الفترة.

£ طرق حساب الثبات:

كى نبدأ فى شرح طرق الثبات – التى ذكرناها سابقًا – وحساب تقدير الثبات، من الضرورى توضيح أن الثبات يرتبط إما بثبات الإجابة على الاختبار أو ثبات الأداء على هذا الاختبار، ونتناول – فيما يأتى – أهم طرق الثبات وكيفية تقديره.

ال طريق إعادة الاختبار Test-retest method!

تقوم فكرة هذه الطريقة على تطبيق المقياس المستخدم، على مجموعة من الأفراد. وبعد فترة زمنية ولتكن أسبوعين – مثلاً – يعاد تطبيق هذا المقياس على مجموعة الأفراد أنفسهم وفي الظروف ذاتها باستخدام معامل الارتباط Correlation coefficient وحساب قيمته للدرجات التي حصل عليها في المرة الأولى بتلك الدرجات التي حصل عليها عند تطبيق المقياس ذاته في المرة الثانية. وأن قيمة معامل الارتباط ستكون مساوية لقيمة الثبات في هذه الطريقة.

مثال: طبق مقياس الانتماء التنظيمى على عشرة عمال مرتين بفارق زمنى قدره أسبوعين. والمطلوب حساب ثبات المقياس باستخدام طريقة إعادة الاختبار. وأن نتائج التطبيق في المرتين موضحة بالجدول الموضح أدناه. بفرض أن التطبيق الأول يرمز له بالرمز (س)، ويرمز للتطبيق الثاني بالرمز (ص).

1.	٩	À.	٧	. 3	0	٤	۳۰	۲	Ĭ.	رقم المبحوث
77	۱۷	۲۱	۲,	۲.	۱۹	١Ą	۲٤.	77	40	س
77	۱۷	71	۲۱	۲۱	19	19	۲ ٤	۲۱	. 77	ص

ويمكن استخدام معامل سبيرمان للرنب لحساب ثبات المقياس على النحو التالى، وتساوى قيمة هذا المعامل قيمة الثبات.

ف	ف	رتبة	رتبة	ص	<i>س</i>
۲,۲٥	١,٥	٨,٥	1.	۲۳	۲٥
7,70	١,٥	0,0	٧	71	۲۲
١	1	١.	٩	۲٤	٧٤.
١	١	۲,٥	٣	19.	14
۰,۲٥	٠,٥	۲,٥	۲	١٩	19
١	١ -	0,0	٤,٥	۲۱	۲.
1	١ –	٥,٥	٤,٥	۲۱.	۲.
٠,٢٥	.,0	٥٫٥	٦	۲١.	۲۱
صفر	صفر	١.,	١	١٧	۱۷
۰,۲۰	٠,٥ -	۸,٥	٨	77	44
۸,٥			_		

معامل سبیرمان = ۱ -
$$\frac{7}{4}$$
 معامل سبیرمان = ۱ - $\frac{7}{4}$ معام

كما يمكن أيضنًا استخدام معامل بيرسون للارتباط (س) باستخدام المعادلة التالية: $\sim \sim 1$ مج س ص ~ 1 مج ص)

ى طريقة التجزئة النصفية Split-half method:

قد يواجه الباحث صعوبة فى استخدام طريقة إعادة الاختبار من شم تستخدم طريقة التجزئة النصفية التى تقوم على فكرة أنه يمكن التنبؤ بتقدير الثبات المقاييس إذا استطعنا أن نقدر نصفه أو أى جزء منه وأن قيمة (ر) بين النصفين تدل على ثبات نصف الاختبار والذى يفيد فى تقدير ثبات الاختبار .

وتوجد طريقتان للتنصيف أو لاهما، أن يمثل النصف الأول مقياس (س). ويمثل النصف الثانى المقياس (ص). والطريقة الثانية تقوم على تقسيم المقياس إلى مقياسين حيث يضم المقياس الأول العناصر الفردية (س)، ويضم المقياس الثانى العناصر الزوجية (ص).

أيضا، توجد طريقة ثالثة للتجزئة تعرف بطريقة تكافؤ الاختبارات، التى تستخدم إذا استطاع الباحث أن يقسم الاختبار إلى ثلاثة أجزاء متكافئة (١،٢،٣). وتكون هذه الأجزاء متكافئة إذا تحققت الشروط الثلاثة المتمثلة فى تساوى قيم المتوسط الحسابى، والانحراف المعيارى للأجزاء الثلاثة مع بعضها البعض. وأن يكون حاصل ضرب قيمة معامل الارتباط ر٢١ × ر٣٠ = ر٣٠.

ولحساب الثبات باستخدام طريقة التجزئة النصفية تستخدم المعادلة الآتية:

عدد الأجزاء
$$\times$$
 ر(بين الجزئين) تقدير ثبات الاختبار = $\frac{1}{1 + (acc | lk + (la - 1))}$ ر(بين الجزئين)

إذا رمزنا لعدد الأجزاء بالرمز = د

معامل الارتباط بين الأجزاء أو بين الجزئين = ر

ولثبات الاختبار بالرمز = ث

مثال لحساب التبات باستخدام التجزئة النصفية:

يوضح الجدول الآتى طريقة تجزئة درجات الاختبار لعشرة أفراد إلى نصفين. يضم النصف الأول درجات الأسئلة الفردية. ويضم النصف الثانى درجات الأسئلة الزوجية لهؤلاء الأفراد والمطلوب تقدير ثبات الاختبار (ث)؟

(,) 3 .	· 	_								· ·
درجات الأسئلة	درجات الأسئلة		الأسئلة				الأقراد			
الزوجية	الفردية	٨	٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	
۲	٣	,	•		١	١	١	١	١	١
٣	٣	,	,	١	١	,	١	١	١	۲
. ۲	۲	,	,	•	١	١		١	١	٣
٣	٤	١	٠,	١	١	,	١	١	١	٤
۲	۲	•	,	١	,	,	١	١	١	. 0
۳	٣	١	١	•	•	١	١	١	١	۲
۲	۳ .	•	,	١	١	٠	١	١	١	Υ
٣	٤		١	١	١	١	١	١	١	Α .
۲	۲ .	•	٠		•	١	١	j.	•	٩
ź	٤	١	١	١	١	١	١	١.	١	١.

يوضح الجدول على سبيل المثال أن الفرد رقم (١) أجاب عن الأسئلة ا ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥ إجابات صحيحة بينما أجاب عن الأسئلة أرقام ٦ ، ٧ ، ٨ إجابات خاطئة. أى أن مجموع الإجابات الصحيحة على الأسئلة الفردية يساوى (٣) ومجموع الإجابات الصحيحة على الأسئلة الزوجية يساوى (٢) وهكذا بالنسبة لباقى الأفراد. (فؤاد البهى، ١٩٧٨: ٣٨٣).

الحل:

حساب معامل الارتباط من العلاقة الأتية:

$$(v_1, v_2, v_3, v_4, v_5, v_6, v_7) = \frac{V_1 \cdot V_2 \cdot V_3 \cdot V_4 \cdot V_5 \cdot V_7 \cdot$$

$$(``` \times ``) - `` \times ``$$

ر = ۰٫۷۸ تقریباً

وهذا الارتباط بين النصفين يدل على ثبات الاختبار ذاته - كما ذكرنا - وباستخدام المعادلة الآتية للنتبؤ عند سبيرمان وبراون (فؤاد البهى ١٩٧٨: ٣٨٣ - ٣٨٤)

$$\frac{Y \times C_{yy'} \text{ النصفين}}{1 + C_{yy'} \text{ النصفين}}$$

$$= \frac{Y \times X}{1 + C_{yy'} \text{ limbers}}$$

$$= \frac{Y \times X}{1 + X} \cdot \frac{1}{1 + X}$$

.. أن رث = ٨٨٠٠

ملعوظة مهمة: هذه المعادلة في حساب التنبؤ بقيمة (ث) لا تصلح لحساب ثبات الاختبارات المرتبطة بزمن محدد قد يحول بين أغلب الأفراد وبين تكمله الاختبار خلال هذا الزمن المحدد للإجابة. وفي هذه الحالة يمكن استخدام معادلة

جلكسون H. Gulliksen للاختبارات الموقوتة (*).

تقدير الثبات باستخدام بناء أشكال متوازية والتجزئة النصفية Structuring parallel والتجزئة النصفية Structuring parallel (باستخدام SPSS):

تقوم فكرة بناء أشكال متوازية والتجزئة النصفية على تطبيق صورتين متكافئتين من الاختبار على مجموعة من الأفراد. ثم يتم حساب معامل الارتباط بين الدرجات التى سجلها هؤلاء الأفراد على كل نموذج من النموذجين. وتكون قيمة معامل الارتباط مساويًا للثبات.

ويقاس الثبات للأشكال المتوازية باستخدام:

- أ) نموذج التجزئة النصفية سبيرمان براون Spearman-Brown Split-half أ)
 - ب) نموذج التجزئة النصفية جاتمان Guttman Split-half

ولشرح هذه الطريقة واستخدام النموذجين الموضحين نأخذ المثال الآتى: مثال:أراد باحث أن يطور مقياسًا لتقييم متطلبات التحدريب اللازمة لقصاة المحاكم، وأن يصلح هذا المقياس للتقييم الحدورى لهذه المتطلبات، لتنمية الشخصية القضائية، ونظرًا لأن متطلبات التدريب للقضاة لها جوالب متعددة يصعب حصرها (شرعى، جنائى،... إلخ)، ولا ترتبط بنوعية عمل القاضى بل تمتد إلى العلاقات بين المحكمة والحكومة، والجوانب الفنية والإدارية والموارد البشرية... إلخ، استعان الباحث بمجموعة مكونة من خمسة قضاة ذوى خبرة، وتمكن الباحث من إعداد قائمة تضم ٩٢ موضوعًا مرتبطًا بالتدريب، وتم اختيار الموضوعات بطريقة عشوائية.

ثم قام الباحث بإعداد استبانة نضم هذه العناصر. وطلب من المبحوثين (القضاة) وعددهم (٢٠٢) قاص (بطريقة عشوائية) الإجابة على هذه الاستبانة

^(*) لمزيد من التقصيل حول هذه الطريقة، انظر فؤاد البهى السيد: علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري، القاهرة، دار الفكر العربي، ١٩٧٨، ص ص ٣٨٩ – ٣٩٠.

بأن يضعوا قيمة لكل عنصر من العناصر (٩٢ عنصر) وباستخدام مقياس ليكرت Likart-scale ذى النقاط الخمس:

لا توجد حاجة مطلوب التدريب توجد حالة التدريب مهم للتدريب تدريب بسيط مطلوب عالية للتدريب جداً التدريب م

والمطلوب: حساب ثبات المقياس للعناصر باستخدام الأشكال المتكافئة والتجزئة النصفية؟

الحل:

توجد طريقتان - كما ذكرنا سابقًا - التجزئة النصفية للموضوعات التدريبية وعددها (٩٢). الأول أن يقسمها الباحث عرضيًا Laterally بالتساوى إلى نصفين. وأن يضم كل نصف (٤٦) موضوعًا مع مراعاة ترتيبها. بمعنى أن يضم النصف الأول الموضوعات وفق تسلسلها رقميًا بالقائمة من رقم (١) حتى رقم (٤٦). ثم يضم النصف الثانى الموضوعات من رقم (٤٧) حتى رقم (٩٢).

والطريقة الثانية للتجزئة النصفية تعرف بطريقة (الفردى والزوجي) Odd - even . بمعنى أن يضم النصف الأول العناصر أو الموضوعات ذات الترتيب الفردى بالقائمة (١، ٣، ٥، ...، ٩١). وأن يضم النصف الشانى الموضوعات ذات الترتيب الزوجى بالقائمة ذاتها (٢، ٤، ٢، ...، ٩٢).

قام الباحث باختيار الطريقة الثانية. ومن ثم يتألف النصف الأول من الموضوعات التدريبية ذات الترقيم الفردى وبطول مساو للنصف الثانى الذى يضم باقى الموضوعات التدريبية ذات الترقيم الزوجى بالقائمة.

لتقدير الثبات الحقيقى $(\bar{c}_{i,j})$ باستخدام سبيرمان براون يفترض الباحث مجالاً يضم عددًا غير محدد وكبير من المسوح تضم ٩٢ موضوعًا عشوائيًا وتم تقسيمها إلى نصفين، وأن متوسط قيمة معامل الارتباط بينهما يرمز لها بالرمز

(رأب). ثم يتم تقدير الثبات الحقيقى فى هذا المجال و يرمز له بالرمز (رد) من العلاقة الآتية للتجزئة النصفية:

$$C_{ij} = \frac{\gamma(ij)}{i+ij}$$

يقوم الباحث باستخدام نموذج الثبات Reliability model في برنامج SPSS فيما يختص بالتجزئة النصفية للموضوعات التدريبية وتقسيمها إلى نصفين حيث يتكون النصف الأول من عناصر ۱، ۳، ۵، ...، ۹۱ ويتكون النصف الثاني من عناصر ۲، ۲،۲، كما ذكرنا في الطريقة الثانية للتجزئة النصفية هذا النموذج في برنامج Spss نحصل على البيانات الآتية (Friel, 2010):

Reliability Analysis – Scale (Split)

Reliability Coefficients N of items = 92

N of cases = 202.0 Equal length Spearman-Brown = 0.9313

Guttman Split-half = 0.9302

46 items in part 1

46 items in part 2

Alpha for part 1 = 0.9637

Alpha for part 2 = 0.9720

يتضح من هذه البيانات أن الارتباط بين العناصر في النصفين ر٢٠ = ١٠٨٧١٤. وأن تقدير الثبات (ر.) سبيرمان – براون = ٩٣١٣.

$$\frac{\Upsilon(C_{17})}{\Gamma(C_{17})} = \frac{\Upsilon(317)}{\Gamma(C_{17})} = \frac{\Upsilon(317)}{\Gamma(C_{17})} = \frac{\Gamma(C_{17})}{\Gamma(C_{17})} = \frac{\Gamma(C_{17})}{\Gamma(C_{17})}$$

SPSS رث $=\frac{\Upsilon() \Upsilon}{1+(1)} \cong 9$ والتي حصلنا عليها باستخدام. . . رث $=\frac{(r_1)^2 \Upsilon}{1+(r_1)^2}$

ثبات المقياس باستخدام نموذج جاتمان – التجزئة النصفية Guttman Split-half:

نظرًا لأن تقدير ثبات المقياس سبيرمان - براون التجزئة النصفية يصعب استخدامه في حالات تساوى النبات بين النصفين. فإن نموذج جاتمان يعد تطويرًا ويمكن استخدامه في حالة عدم تساوى الثبات بين النصفين.

ويحسب الثبات من العلاقة الأنية (عند جاتمان شي)

حيث التباين، = تباين النصف الأول من المقياس

النباين، = تباين النصف الثاني من المقياس

وسنطبق فيما يأتى هذه المعادلة في مثال المتطلبات القضائية السابقة. وبالاستعانة بالبرنامج الإحصائي الاجتماعي SPSS (انظر Friel, 2010).

	Scale (Split)			
Variables	SD	Variance	Mean	N = 202 Statistics
46	36.2052	1310.8198	123.9761	Part 1
46	38.6934	1497.1809	128.6518	Part 2
92	72.4534	5249.4844	252.627	Part 3

هذه البيانات وباستخدام المعادلة السابقة، يمكن تقدير شي

$$\frac{(1\xi 9 \vee 1) \wedge (9 - 1) \wedge (1) \wedge (1) \wedge (1) \wedge (1)}{\xi \wedge \lambda \xi \times 0 \vee \xi 9} = \varepsilon^{\frac{1}{2}}$$

ويمكن حساب قيمة (ثج) باستخدام برنامج SPSS الموضح: (Friel, 2010: 99).

الثبات الداخلي بين الخبراء Inter rater reliability:

أحياناً قد يتطلب البحث الاستعانة بعدد من الاستشاريين لوضع نراتيب للعناصر ذاتها التى يهتم بها البحث، وأن الثبات في هذه الحالة يكون ما بين التراتيب التي يقترحها هؤلاء الاستشاريون للعناصر المستهدفه في البحث.

مثال: في الولايات المتحدة الأمريكية تستعين إدارات البوليس – بشكل متزايد بمراكز التقويم Assessment centres في عملية معرفة الأصلح من المرشحين بهذه الإدارات لشغل المراكز القيادية بالشرطة. وتقوم مراكز التقويم بترشيح اثنين أو أكثر من خبرائها بحيث يقوم كل خبير بشكل مستقل بترتيب المرشحين من إدارات البوليس لشغل المناصب العليا بها. ويكون الترتيب لأولويات الترشح لهذه المناصب وفق معايير محددة لمستوى الأداء واللياقة البدنية والصحة النفسية... إلخ. وبعد أن يضع كل خبير ترتيب المرشحين وفق الأولويات يتبقى تقرير الثبات بين كل ترتيب وآخر قدمه الخبراء. فمـثلاً لـو قلنا إن عـدد المرشحين من جانب إدارات الشرطة عشرة ضباط. واستعانت هـذه الإدارات باثنين من الخبراء. وقام كل منهما بوضع الترتيب النسبي بشكل مستقل وجاء الترتيب الرتبي كما هو مبين بالجدول الآتي:

الترتيب الرتبى للخبير الثائي	الترتيب الرتبى للخبير الأول	المرشحون
۳	٤	١
•	Υ .	۲ .
· Y · ·	٨	٣
Ķ	0	٤
Y	1	0
٦ -	٦	٦
٩	٩	. V
0	Υ	٨
٤	٣	٩

فى هذه الحالة فإن أبسط طريقة لإيجاد درجة الاتفاق بين ترتيب الخبير الأول وترتيب الخبير الثانى، حساب المعامل الرتبى لسبيرمان للعلاقة بينهما معامل سبيرمان ر = ٠,٨٥٠

ومن ثم فإن الثبات البيني للترتيب الرتبي بين الخبيرين (ث) = ٠,٨٥

ويمكن تقدير نسبة التباين The proportion of variance المترتيب الرتبى التى تنبأ به الخبير الأول نحو الثانى حساب معامل الإيجاد (م د) Coefficient of determination والذى يساوى مربع قيمة معامل سبيرمان (ر).

أى أن (م د) =
$$\chi^{7} = (0.4, 0)^{7} = 7.77 %$$

بمعنى أن مستوى الاتفاق في الترتيب الرتبي بين الخبيرين = ٣٢٠,٣

على صعيد آخر، إذا تم الاستعانة بأكثر من خبيرين ففى هذه الحالة يتم تقدير الثبات فى الترتيب الرتبى بينهم بحساب معامل كندال للاتفاق Kendall's تقدير الثبات فى الترتيب الرتبى ويماثل هذا المعامل فى الحساب معامل سعامل فى الحساب معامل سعيرمان فى أن الأول يساوى المتوسط الحسابى لجميع معاملات الارتباط لسبيرمان بين المتغيرات.

متوسط معامل سبيرمان (ر) =
$$\frac{[(\sqrt{\alpha})] - 1]}{1 - \sqrt{1 - 1}}$$

ويتم حساب مَ له من العلاقة الآتية:

ولتطبيق هذه المعادلات في المثال السابق وحساب الثبات استعانت ادارات الشرطة بثلاثة خبراء وأعطوا ثلاثة تراتيب رتبية كما هي مبينة في الجدول الآتي:

الترتيب الرتبى للخبير الثالث	الترتيب الرتبى للخبير الثانى	الترتيب الرتبى للخبير الأول	المرشحون
٤	٣	٤	1
٣	١	۲	۲
٩	Υ	٨	٣
٦ ٦	٨	٥	٤
1.	۲	١	٥
٥	٦	٦	٦
Ä	٩	٩	. Y
Y	0	Y	٨
۲	٤	Ÿ	9

من المعادلة السابقة في حساب معامل كندال (م)

مُك = ۱۱۹۰۰

حساب المتوسط الحسابي لمعامل سبيرمان (ر) من المعادلة السابقة أيضاً.

$$\hat{C} = \frac{\pi \left((119, \cdot - 1) \right)}{\pi - 1} = YFA, \cdot$$

وبحساب معامل الايجاد يدل على أن نسبة الاتفاق بين التراتيب الرتبية للخبراء الثلاثة = ٨٣%

Friel,) اتفاق $^{\prime}(911) = ^{\prime}(911) = ^{\prime}(911) = ^{\prime}(911)$ معامل الإيجاد $^{\prime}(911) = ^{\prime}(911)$ (2010 : 29-31)

ويهتم الباحثون في الدراسات الإعلامية والبحوث الكيفية باستخدام الثبات بين المحللين في دراسات تحليل المضمون بشكل خاص. لذا سنعرض فيما يأتي

لطرق حساب الثبات في تحليل المضمون Content analysis وبيان هذا من خلال أمثلة محلولة.

٥ الثبات في تحليل المضمون:

يعتبر الثبات للترميز البينى للمحللين أهم آليات تحليل المضمون. ويرى نيندورف Neuendorf (٢٠٠٢)، وكولب، وبورنت Kolbe and Burnett نيندورف العصمون لا يكون له فائدة دون تقدير الثبات. وأيضنا فإن ثبات الترميز البينى للمحللين يمكن الباحث من تقسيم العمل الذي تم ترميزه بين كثير من المحللين (Lombard et al., 2003).

و الثبات فى أداة تحليل المضمون يشير إلى معنى أكثر نوعية، كما يذكر دون ستاكس Don w. Stacks). إذ يشير الثبات إلى كمية الخطأ التى يقع فيها القائم بالترميز Coder .

وأن عملية الترميز لجميع أشكال تحليل المضمون يقوم بها إما محلان يعمل كل واحد منهما بالترميز مستقلاً عن عمل الآخر، أو أن يستم الترميسز بمعرفة محلل واحد في المرة الأولى. ثم بعد فترة زمنية يعاود هذا المحلل النرميز مرة ثانية. ويتراوح تقدير قيمة الثبات من الصفر إلى الواحد الصحيح، وأن الثبات إذا كانت قيمته صفرًا فهذا يدل مباشرة على أن القائمين بتكويد الترميز مختلفون بشكل كامل فيما بينهم من حيث كيفية وضع النص أو المضمون في فئات (Stacks 2002, 118).

أدوات تقدير قيمة ثبات المحللين:

فى مجال الدراسات الإعلامية والاتصال فإن أشهر الأدوات المستخدمة فى تقدير الثبات البيني للمحللين، تتمثل فى (Lombard et al., 2003):

1) اتفاق النسبة Percent agreement و غالبًا ما يتم استخدامه مع المتغيرات Nominal-Level variables .

- Y) طريقة هولستى Holsti's method.
 - ۳) معامل سکوت بای (Pi).
- 2) معامل كوهن كابا (Cohen's kappa (k). لاسيما في الدراسات الاستطلاعية.
 - ه) معامل ألفا Alpha كربندورف Krippendorff's alpha)

وسوف نعرض لثلاث طرق فقط لتقدير ثبات المحللين: معامل كـوهن كابا، ومعامل هولستى ومعامل سكوت (Pi).

) معامل كوهن كابا (K) في تقدير الثبات البيني للمحللين:

تتراوح قيمة معامل كابا (K) بين قيمة قصوى تساوى الواحد المصحيح وما يعنيه (الثبات التام) نزولاً إلى الصفر الذى يشير على عدم وجود اتفاق بين المحللين باستثناء ما قد يحدث بفعل الصدفة.

وتحسب قيمة (K) من العلاقة الرياضية الآتية:

$$K = \frac{P_A - P_2}{1 - P_2}$$

حبث النسبة المئوية للوحدات التي اتفق عليها المحلليون = PA

 $P_2 = 1$ النسبة المئوية للوحدات التي قد يكون الاتفاق عليها بفعل الصدفة

ومن المهم في معادلة كوهن بيان أنها تستخدم النسب المئوية و لا تستخدم البيانات الخام.

مثال:

يوضح الجدول الآتى حسابات النسبة المئوية للاتفاق بين اثنين من المحللين (١)، و (٢). والنسب المبينة في الجدول تمثل نسب عدد مرات الاتفاق بين المحللين.

		المحل الأول (١)			
المجموع	فيزيقى	عاطفي	أكاديمي	_	
٠,٥٧	·, · (·, Y)	٠,١٠ (٠,٢١)	٠,٤٢ (٠,٢٩)	أكاديمى	11- 91
۰,۳٥	٠,٠٣ (٠,٠٥)	٠,٢٥ (٠,١٨)	٠,٠٧ (٠,١٨)	عاطفي	المحلل الثان
٠,٠٨	٠,٠٥ (٠,٠١)	٠,٠٢ (٠,٠٣)	٠,٠٤ (٠,٠١)	فيزيقى	الثاني ٧٠
1,	٠,١٣	٠,٣٧ .	1,01		(1)

(*) النسب المئوية بين الأقواس تمثل النسب المتوقعة للاتفاق نبعاً لعامل الصدفة. والمطلوب تقدير الثبات باستخدام معامل كابا؟

الحل: من الجدول السابق نجد أن مجموع النسب المئوية للاتفاق حول السمات الثلاث (أكاديمي، عاطفي، فيزيقي) بين المحلل الأول والمحلل الثاني $P_A = P_A$

$$., \forall Y = ., .o + ., Yo + ., \xi Y = P_A$$

فقد تم حساب النسب المئوية للاتفاق حسب عامل الصدفة من حاصل ضرب كل مجموع من المجموع الأفقى لكل موضوع من الموضوعات الثلاثية بالنسبة المئوية للاتفاق بين المحللين لكل موضوع منها، مثال لو ضربنا المجموع الكلى للنسب المئوية (للأكاديمي) = ٠٥٠٠ في النسبة المئوية للاتفاق = ٢٤٠٠ سنحصل على النسبة المئوية للاتفاق بينهما وفق الصدفة والمدون قيمتها بين قوسين أكاديمي (النسبة المئوية للاتفاق بينهما حسب عامل الصدفة

= ٠,٥٠ × ١٤٤٠ \simeq (٠,٢٩) والمبينة أعلى الجدول ناحية اليمين وهكذا تم حساب باقى النسب المئوية للاتفاق تبعاً لعامل الصدفة.

الخطوة الثانية: حساب نسبة الوحدات التي تم الاتفاق عليها بفعل الصدفة (P_2)

$$\cdot, \xi \Lambda = \cdot, \cdot 1 + \cdot, 1 \Lambda + \cdot, 79 = P_2$$

الخطوة الثالثة: تطبيق معادلة كابا في حساب قيمة معامل الثبات K

$$., \xi \forall \forall = \frac{., \xi \lambda - ., \forall \forall}{., \xi \lambda - 1} = K$$

ويتفق الباحثون على أن قيمة (K) إذا بلغت (٠,٦١) تكون دالة على أن الثبات الكلى جيد المستوى. إضافة لهذا يقترح كل من لا ندزو كوسن Landis الثبات الكلى جيد المستوى. إضافة لهذا يقترح كل من لا ندزو كوسن (١٩٧٧) & Kocn & (١٩٧٧) القيم الآتية لمعامل كابا وما يناظرها من قوة الثبات ليكون دليلاً استرشادياً للباحثين (٥-5 :Stemfer, 2001):

ات) بين المحللين	قوة الاتفاق (الثب	معامل كابا
Poor	ضعيف جدًا	أصغر من صفر
Slight	ضعيف	من صفر – ۰٫۲
Fair	مقبول	٠,٤ - ٠,٢١
Moderate	متوسط	13, 1 - 17, 1
Substantial	قوى / مؤثر	٠,٨٠ - ٠,٦١
Almost perfect	تام القوة	1,,41

لاستخدام معامل كابا يرى كوهن Cohen (١٩٦٦)، ضمرورة تحقيق ثلاثة فروض في استخدام هذا المعامل:

أن تكون وحدات التحليل مستقلة. ففي المثال السابق، يتم ترميز كل عنصر من العناصر الثلاثة بشكل مستقل عن العنصرين الآخرين. والفرض الثاني يتمثل في ضرورة أن يعمل كل محلل مستقلاً عن المحللين الآخرين. والفرض الثالث أن يكون تصنيفات المقياس الاسمى مستقلة ومتناوبة. ففي هذا المثال يكون الهدف من التحليل ترميز أنواع من المناهج في مدرسة أو جامعة بعينها.

ويعتبر معامل كابا أكثر قوة في تقدير قيمة الثبات إذا ما قورن بطريقة النسبة المثوية البسيطة للعناصر/ التصنيفات، نظراً لما يذكره عدد كبير – من العلماء أمثال مارتئيز Martins، جوكيمز Jochems، برنز Prins أخذ في حسابه للثبات التكرارات المشاهدة للتصنيفات التي قد تؤثر في خف ض الاتفاق لكل تصنيف منها. كما يضيف آخرون أن كابا في تقديره لقيمة الثبات المتم بحساب الاتفاق بين المحللين بسبب الصدفة، ورغم الآراء التي تنتقد معامل كابا في تقدير قيمة الثبات إلا أنهم برون ضرورة تطوير نموذج يحدد بسمكل واضح كيف أن الفرصة تؤثر على قرارات المحللين، كما يعتبر معامل (K) مع تطور حساباته للثبات أكثر دقة من معاملات أخرى تستخدم في هذا المجال. إلا أن هذا لا يعنى عدم وجود قصور في استخدام هذا المعامل. إذ نادرًا ما نجد في تقارير البحوث الاجتماعية والإعلامية ما يشير إلى دلالة إحصائية لمعامل كابا. وأنه كي يعطى معامل كابا نسبة عالية للثبات البيني للمحلين، فمن المفترض أن يتساويا من حيث احتمائية انتقدير أو الترتيب للعناصر والتي من المفترض أن بدورها أن تكون متماثلة في التوزيع بين المحلين.

وأيضًا فيما يختص بالنسب المئوية للعينات التي اقترحها لاندز، وكوسن فلا يوجد لها ما يدعمها بالبرهان. ومن ثم تعبر عن قناعة شخصية لديهما، ومن ثم يرى البعض أن هذه النسب قد يكون ضررها أكثر من نفعها. وقد لا تجد اتفاقًا عالميًا حولها. وفي هذا الصدد، نجد نسبًا مئوية أخرى من جانب فلايسس كابا Fleiss Kappa لتقدير قيمة الثبات البيني للمحللين باستخدام معامل (K) على النحو الآتي:

المستو <u>ى</u>	الثبات
ممتاز	,٧٥
مقبول – جيد	, ٧٥, ٤ .
ضعيف	أقل من ۲٫٤۰

كذلك من نقاط الضعف الهامة في استخدام معامل كابا (K) أنه قد يعطى قيماً مختلفة للثبات عن اتفاق على عدد من العناصر بين المحللين ومتماثلين في هذا العدد. ولبيان هذا نأخذ المثال الآتى:

مثال: في الحالتين الآتيتين بلغ العناصر التي اتفق عليها اثنان من المحللين بشكل مستقل ٢٠ عنصر من ١٠٠ عنصر:

Я	نعم	
٣٥	6.7	لنعم
* *0	0	¥ .

حالة (٢)

مجموع العناصر التي اتفق عليها المحالان = ٢٠

-			
	¥	نعم	
Γ	10	٤٥	ثعم
	10	40	K

حالة (١)

مجموع العناصر التي اتفق عليها المحللان = ٦٠

بتطبيق معادلة (K) للحالة الأولى

$$.,17.£ = \frac{.,0£ - .,7.}{.,0£ - 1} = K_1$$

بتطبيق معادلة (K) في الحالة الثانية

$$., \mathsf{YOPW} = \frac{., \mathsf{ET} - ., \mathsf{T.}}{., \mathsf{ET} - \mathsf{I}} = {}_{\mathsf{Y}} \mathsf{K}$$

. للعناصر ذاتها التي اتفق عليها المحللان بشكل مستقل $K_1 \, \cdot \, K_2$

من جهة أخرى، يرى معظم المهتمين بتقدير قيمة معامل الشات أن معامل كوهن كابا – رغم الانتقادات السابقة – لا يزال أفضل من معاملات: هولستى Holsti's formula، وسكوت (Pi) وسكوت، Krippendorf Alpha في تقدير قيمة الثبات أو معامل الاتفاق للمقاييس الاسمية Nominal Scales.

٢) معامل الثبات البيني للمحللين عند هولستي Holsti's reliability formula:

يشاع استخدام معادلة هولستى فى تقدير قيمة الثبات البينى للمحللين فى تحليل المضمون لا سيما بعد فترة الستينات من القرن العشرين وعلى إثر تبنى الاتجاه الاستدلالى الذى يسهم بإيجابية فى الرد على العديد من الأسئلة المرتبطة بعملية الاتصال Communication process. وقد ساعد على تبنى الاتجاه الاستدلالى فى تحليل المضمون تطور وشيوع فكر المدرسة النقدية. وتياراتها الفكرية.

والاتجاه الاستدلالي في تحليل المضمون يتجاوز وصف ظاهر المحتوى إلى محاولة تلمس المعانى الكامنة وقراءة ما بين طيات العبارات والفقرات للاستدلال بها على الأبعاد المختلفة لعملية الاتصال سواء أكان عبر رسالة مطبوعة أو مذاعة وباعتبارها دينامية متفاعلة. ويستمد التحليل الاستدلالي للمضمون أهمية من الرؤى الإعلامية الحديثة التي تهتم بالعلاقة بين كثافة المشاهدة وإدراك الواقع الاجتماعي من خلال ما يعرضه التليفزيون - كآلية فاعلة للاتصال - من برامج وصور رمزية متضمنة فيما يعرضه من مسلسلات درامية تعكس الحياة الواقعية (محمد عبد الحميد، ٢١٠٤، ٢١٧-٢١٩).

تنهض صياغة هولستى لمعادلة تقدير الثبات، على أساس عدد القرارات أو العناصر المتفق عليها بين القائمين بالترميز، ثم قسمة هذا العدد على عدد القرارات/ العناصر التى تم ترميزها لكل محلل من المحللين.

$$\frac{Y_{\alpha}}{||M||} = \frac{Y_{\alpha}}{||M||}$$

حيث م = العدد الكلى للقرارات/ العناصر التي تـم ترميزهـا واتفـق عليهـا المحللان.

 $u_{0} = 1$ العدد الكلى للقرارات/ العناصر التى تم ترميزها بمعرفة المحلل الأول. $u_{0} = 1$ العدد الكلى للقرارات/ للعناصر التى تم ترميزها بمعرفة المحلل الثانى.

وكما هو واضح من المعادلة السابقة، فإنها تستخدم فقط في حالة قيام اثنين فقط من المحللين بتحليل المضمون والترميز للعناصر كل منها بشكل مستقل عن الآخر.

مثال:أرادت إحدى الشركات التعرف على مدى تواجدها في الإعلام المقروء من خلال المقالات والرسائل إلى رؤساء تحرير الصحف اليومية. واستعانت في هذا الصدد باثنين من المحللين. وقام كل محلل بسحب ١٠٠ صحيفة يومية. وابتدأ كل محلل. وبشكل مستقل عن الآخر – عملية الترميز. واستقرت هذه العملية على أن عدد الصحف التي حظيت بالاتفاق من جانب المحللين التي تتضمن هذه الرسائل يبلغ ٨٦ صحيفة باستخدام معادلة هولستي، احسب قيمة الثبات البيني

٣) معامل سكوت باي Scott Pi:

إن تقدير قيمة الثبات باستخدام معادلة هولستى تواجهه انتفادات مماثلة لتلك التى – ذكرناها سابقًا – فيما يختص بتقدير الثبات عند كابا. فمع ثبات عدد العناصر التى يجتمع عليها المحللان خلال عملية الترميز، قد يقع الاختلاف فى تقسيم عدد العناصر لدى كل محلل على حدة. لذا تم تطوير معادلة الثبات عند هولستى والتغلب على هذا العبب بالاعتماد على النسبة المئوية للتكرارات في كل فئة من فئات التحليل بدلاً من الاعتماد على مجموع التكرارات فقط. ومن ثم تقدير الثبات (P_i) من خلال علاقة رياضية يقدمها سكوت Scott بين النسبة المئوية للعناصر المتوقعة والنسبة المئوية للعناصر المشاهدة.

تقدير قيمة الثبات (P_i)

المتاصر المشاهدة – (%) للعناصر المتوقعة للاتفاق عليها P_i العناصر المتوقع الاتفاق عليها P_i

وأن النسبة المئوية للعناصر المتوقع الاتفاق عليها = مجموع مربع العناصر المشاهدة. مثال: كان لدينا ١٠٠ برنامج إخبارى تليفزيونى تعرضها القنوات المحلية التى تغطى حدثا – قيد اهتمام البحث – وأعطى تحليل المضمون لهذه البرامج نسقا تصنيفيًا. وجاءت نتائج التحليل حول الحدث كالآتى:

نسبة التقارير الإيجابية حول الحدث ٤٥%

نسبة التقارير البسيطة حول الحدث ٣٥%

نسبة التقارير السلبية حول الحدث ١٠%

أخرى ١٠

وكان تقدير ثبات هولستى (كا) = ۰,۹۲

احسب الثبات باستخدام معادلة سكوت (Pi)؟

الحل:

1) نحسب أولاً النسبة المئوية للعناصر المتوقع الاتفاق عليها من البيانات المعطاة في المثال.

النسبة المئوية للعناصر المتوقع الاتفاق عليها = مجموع مربع العناصر المشاهدة = النسبة المئوية للعناصر المتوقع الاتفاق عليها = مجموع مربع العناصر المشاهدة = $(0.7, 0.7)^{7} + (0.7, 0.7)^{7} = 0.00$

٢) تقدير قيمة الثبات (Pi) من المعادلة

$$., AVA = \frac{., TTO - ., 9T}{., TTO - 1} = P_i$$

یتضح من هذا المثال أن تقدیر الثبات باستخدام معامل سکوب P_i ، , $AVA = P_i$ أقل من قیمة الثبات الواردة بالمثال باستخدام معادلة هولستی (کا = .,97) (Stacks, 2002: 117 - 118)

تقدير قيمة الثبات في حالة تعدد المحللين (أكثر من اثنين) عند هولستي:

طور هولستى تقدير قيمة الثبات البينى لأكثر من اثنين من المحللين في تحليل المضمون، وتستخدم المعادلة الآتية في حساب الثبات.

تقدير قيمة الثبات = $\frac{V}{1 + (V - 1)}$ متوسط الاتفاق بين المحكمين حيث V = -1 عدد المحكمين.

مثال:

إذا كانت نسبة الاتفاق بين أربعة مطلين كالآتى:

المحلل (٤)	المحلل (٣)	المحلل (٢)	المحال (١)	
· ¥1.	•,Y•	•,٦٤		المحلل (١)
٠,٦٦	٠,٦٩			المحلل (٢)
۰,٦٨			:	المحلل (٣)
				المحلل (٤)

احسب قيمة التبات البيني للمحالين؟

الحل:

١) نحسب متوسط الأتفاق بين المحكمين

$$=\frac{37,\cdot\,+\,\cdot\,\gamma,\cdot\,+\,P7,$$

٢) نحسب الثبات بتطبيق معادلة هولستى الثانية

$$\frac{3 \times \lambda 7, \cdot}{2} = \frac{3 \times \lambda 7, \cdot}{1 + (3 - 1) \times 1, \cdot}$$
 تقدیر قیمة الثبات= $\frac{3 \times \lambda 7, \cdot}{1 + (3 - 1) \times 1, \cdot}$

يلاحظ في حساب قيمة الثبات التغافل عن حساب وحدات الاتفاق بين المحكمين الأربعة بسبب عامل الصدفة (محمد عبد الحميد ٢٠٠٤، ٢٠٠٥) معامل الثبات عند هولستي إذا زاد عدد المحللين عن اثنين.

سادساً: الثبات وأنواع الخطأ Reliability & Types of error:

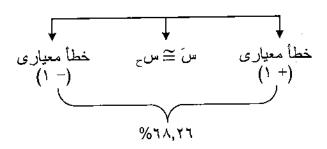
يوجد ثلاثة أنواع أساسية من الخطأ في القياس:

- ۱) خطأ عشوائي A random error خطأ
- The Constant or Systematic error خطأ ثابت أو منتظم (٢
 - ٣) خطأ يجمع بين العشوائية والثبات (١، ٢ معًا).

ويعرف الخطأ في الملاحظة بالفرق بين القيمة المشاهدة والقيمة الحقيقية للكم المشاهد.

ا) الخطأ العشوائي: يقع الخطأ العشوائي عندما نقيس الشيء ذاته مرات ومرات ومرات في الظروف ذاتها دون تغير ولكن القياسات تكون مختلفة بشكل غير منتظم أو عشوائي. ومع افتراض أن هذا العنصر المراد قياسه لا يتغير خلل الفترة الزمنية التي تجرى عليه القياسات خلالها؛ فإن الخطأ يكون عشوائيًا حقيقيًا. ومن ثم لو رسمنا التوزيع الانتشاري Histogram لعدد كبير من المقاييس التي قمنا بها وإذا كان هذا التوزيع اعتداليًا، ففي هذه الحالة يكون متوسط جميع القياسات مساويًا تقريبًا للقيمة الحقيقية على مستوى المجال، فإن الأخطاء الموجبة تلغي الأخطاء المعياري المعياري المعياري المعياري المعياري المعياري المقياسات ممثلاً بالفترة بين الأخطاء الموجبة والسالبة وحول القيمة الحقيقية.

واحتمالية حدوثه ستكون ٦٨,٢٦% من الوقت. كما هو موضح ادناه (Freil,)



٢) الخطأ الثابت: يطلق الخطأ الثابت على خطأ يلازم بشكل ثابت جميع القياسات
 التي يقوم بها الباحث. ويعبر عنه بالمعادلة الآتية:

$$w = w_{\Delta v_{1,0}} + \text{liked}$$
 ويتراوح هذا الخطأ ما بين $(+ \, v, v_{1,0}), \, (- \, v, v_{1,0}).$

ويمكن التعرف على الخطأ الثابت بقياس الشيء ذاته بأداتين متماثلين للقياس إحداهما معيارية والأخرى تجريبية. ومن ثم يكون الفرق في القياس بين الأداتين مساويًا للخطأ الثابت. وهذا - بدوره - يفترض عدم وجود أو وقوع خطأ عشوائي في أي من أداتي القياس. وأن الأداة المعيارية المستخدمة في القياس ليس لها خطأ ثابت. ولو تحققت هذه الفروض، فإن الخطأ الثابت يعبر عنه بالعلاقة الرياضية الآتية:

س = سحقيق + الخطأ الثابت بين القياسين

وفى حالة إذا كانت الأداة المعيارية المستخدمة فى القياس ليس لها خطأ عشواتى إلا أنها ليست خالية من الخطأ الثابت، ففى هذه الحالة يكون الفرق بين مجموعتى قياس الخطأ الثابت قياس نسبية هذا الخطأ في الأدة التجريبية

المستخدمة في القياس، ولا تعبر قيمة الخطأ الثابت في هذه الحالة عن القيمة المطلقة له. (14 -13: 7010)

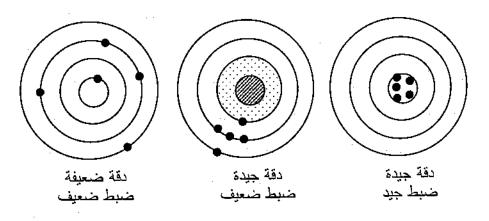
يعرف الخطأ الثابت بنوع الخطأ الناجم عن عملية القياس ذاتها وليس أداة القياس المستخدمة في هذه العملية. وكمثال بسيط على هذا النوع من الخطأ عندما يستخدم الطالب مسطرة مدرجة لتقسيم درجات على المحور السيني أو المحور الصادي. فيقوم بوضع المسطرة على الخط الأفقى ثم يبدأ في تقسيمه إلى فئات متساوية بأن يضع حرف المسطرة – مثلاً على أول الخط الأفقى ليحدد العلامة الأولى للتقسيم. ثم يبدأ في تحديد مسافات متساوية. ففي مرة منها قد لا تتطابق علامة التقسيم الثابتة على المسطرة (وسيلة القياس) مع الخط المدراد أو النقطة المقصود تحديدها على الخط الأفقى (المحور السيني) ومن ثم يحدث هنا ما يسمى بالخطأ الثابت الراجع إلى خطأ الطالب في القياس.

وإذا كنا نهتم بالخطأ وارتباطه بالثبات فنرى أن نربطها معًا بمفهومين متداخلين – نوعًا ما – وهما الدقة Precision والصحة أو الضبط Accuracy. فكثيرًا ما يحدث خلط في استخدام الباحثين لهذين المفهومين رغم وجود فرق بينهما. فمثلاً نقول إن الأخطاء المنتظمة قد تسفر عن دقة عالية وضبط Accuracy ضعيف.

الضبط Accuracy: عندما نقول إن المشاهدات تتسم بالضبط نعنى بهذا الصبط الفروق أو الاختلافات بين منوسط القيم التي يتم قياسها والقيمة الحقيقية للشيء المستهدف بالقياس.

الدقة Precision: تقاس الدقة بمدى الالترام بالقواعد العلمية في القياس لتجنب الوقوع في الخطأ. فمثلاً الدقة لمجموعة عبارات عن مدى تواجد القيم ذاتها. والذي يعكس إعادة استخدام القياسات مرات ومرات لتعطى هذه القيم ذاتها.

ولتوضيح الفرق بين الضبط والدقة نضرب مثالاً برمى الطبنجة كلعبة رياضية في المسابقات العالمية. وتوضع الاشكال الثلاثة الدائة على إصابة الهدف في الندريب على الرماية على الفرق بين الضبط والدقة.



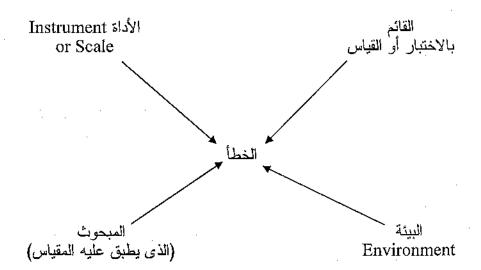
تشير الدقة إلى مستوى القياس وصحة الوصف للبيانات.

مصادر الخطأ في القياس:

تعرف مصادر الخطأ فى القياس بمصادر التباين التى يستدل بها على صحة قيم القياس التى تؤثر نتائجة بطرق غير متوقعة وتتمثل مصادر الخطاً فى:

- ١) خصائص من يجرى عليهم القياس (المبحوثين).
 - ٢) خصائص وسلوك القائم بالقياس.
 - ٣) طرق إجراء القياس.
 - ٤) صحة عملية وضع القيم Scoring accuracy.
 - هائص بيئة الاختبار أو القياس.

ويمكن وصف هذه المصادر في الشكل الآتي:



خطأ يرجع إلى الأداة: ويقصد به الخطأ الصادر من أداة القياس ذاتها. ومن أمثلة هذا الخطأ، أن تحتوى الاستبانة على عدد من الأسئلة الغامضة حول موضوع البحث. وأيضنًا ، أن يحتوى دليل المقابلة على عبارات مكررة وغير واضحة بما لا يمكن القائمين بالمقابلات من القياس بشكل صحيح.

خطأ المبحوث Subject error:

هذا النوع من الخطأ قد يحدث عندما يطرأ تغير على المبحوث خلل فترة القياس، فقد يصاب المبحوثون بالإحباط أو الإجهاد مع طول فترة القياس مما يؤدى إلى انخفاض ثبات الاستبانة.

وعلى صعيد آخر، ففي حالة قياس السلوك الإنساني، فقد يعترى هذا السلوك تغيير بسبب غير ظاهر. وكمثال لهذه الحالة، إذا كان هناك مريض يعانى من تدهور حالة القلب ومن ثم يحتاج أن يذهب إلى الممرضة لقياس ضغط الدم خلال فترة التطبيق. فقد يعطى هذا القياس قراءة خاطئة نظرًا للحالة النفسية التي يكون عليها المريض عند القياس.

خطأ القائم بالقياس / التجربة:

قد يكون القائم بالقياس مصدرًا للخطأ في القياس. ويحدث هذا الخطأ عندما يصاب القائم بالقياس أو بالاختبار بالملل أو بالاجهاد في جمع البيانات مما يجعله لا يحسن تدوينها أو تسجيلها. كما قد يخطئ القائم بالقياس في قراءة هذا القياس. وأحيانًا يحدث هذا الخطأ عند إدخال البيانات للكمبيوتر مما يعطى نتائج غير صحيحة.

خطأ ناتج عن التغير في الظروف البيئة:

إن التغير في بيئة القياس يؤدي إلى حدوث الخطأ. مثل التغير في الإضاءة أو درجة الحرارة أو مستوى الضوضاء وغيرها من الجوانب الفيزيقية الأخرى للبيئة. إذ إن هذا التغير يؤدي إلى أخطاء في القياس، وفي الموضوع المراد قياسه، وحتى في جمع البيانات (21 – 17: Freil, 2010).

العوامل المؤثرة في الثبات:

الخطأ العشوائي أو خطأ الصدفة، وقد حدد محمد وفائي مصادر الخطأ العشوائي على النحو التالي (محمد عبد الحميد، ٢٠٠٤، ٢١٧).

أ - عدم وضوح التعليمات للمبحوثين يحدث اختلافًا في استجاباتهم على المقياس ذاته.

ب- اختلاف الظروف البيئية ومناخ تطبيق المقياس.

ج - اختلاف مستويات تدريب الباحثين ومعاونيهم على إجراء المقابلات أو الملاحظة ورصد نتائج كل منهما.

د - اختلاف تفسير الباحثين ومعاونيهم لرموز المقياس نتيجة لغموضها.

وأهم ما يتسم به هذا الخطأ هو اختلاف نتائج القياس مــع تكــراره بــاختلاف (الباحثين أو الوقت أو الظروف.

وهناك عوامل أخرى تؤثر على الثبات منها (سامى ملحم، ٢٠٠٥: ٢٦٧).

- إذا اشتمل المقياس / الاستبانة على أسئلة صعبة جدًا أو أسئلة سهلة جدًا فإن درجات المبحوثين تكون درجات متقاربة ومن ثم يقل معامل الثبات ومن الأفضل أن يكون مستوى صعوبة الأسئلة = (٠,٥٠).
- الظروف الصحية والنفسية للمبحوثين تؤثر على حجم معامل الثبات، فإذا كانت حالتهم جيدة ارتفع الثبات.

- عدد أسئلة الأداة أو بنود المقياس، فكلما زاد العدد ارتفع معامل الثبات.
- كلما تباينت قدرات المبحوثين ارتفع معامل الثبات عن المجموعة المتجانس أفرادها في الخاصية التي تهم الباحث.
 - تقال الصياغة الغامضة والطويلة للأسئلة من معامل ثبات الأداة.
- يؤثر زمن تطبيق المقياس على الثبات، فإذا كان هذا الزمن يمثل الحد الأمثل ارتفع معامل الثبات.

ثَانيًّا: الصدق وأنواعه:

١ـ صدق المقياس:

يختص صدق المقياس بما يقيسه فعليًا هذا المقياس ولا يقيس شيئًا آخر بدلاً منه أو بالإضافة إليه.

ويشير صدق المقياس إلى درجة التطابق بين بنيته والمؤشرات الخاصة بهذا البناء. كما يشير إلى الاتساق بين التعريفات الإجرائية للمفاهيم، ويصعب تمامًا أن يحقق المقياس صدقًا مطلقًا. ويرجع سبب هذا إلى أن بناء المقياس عبارة عن فكرة مجردة Abstract، بينما المؤشرات المرتبطة بهذا البناء تشير إلى أشياء محددة يمكن مشاهدتها، ومن ثم وجود فجوة واضحة بين التصور العقلى المجرد والأشياء المحددة التي يمكن ملاحظتها على أرض الواقع في أماكن وأوقات محددة، وفي هذا، يرى بوهر نشتد Bohrnstedt (١٩٩٢) أن الصدق عبارة عن درجة لموضوع ما. ولا يمكن تحديد الصدق بطريقة مباشرة، وأن الصدق جزء من عملية دينامية تزداد مع تراكم الأدلة عبر الزمن، وأنه بدون هذه الخاصية يصبح الصدق بلا معنى (141:191، 1991).

معامل الصدق Validity Coefficient:

يعرف معامل الصدق للاختبار بدرجة الارتباط بين الاختبار مجال التطبيق والمحك Criteria. ومن هذا التعريف، يمكن استنتاج أن ثبات الاختبار والمحك يحدد سقف العلاقة المحتملة بينهما. ويتصف تعريف الصدق بالغموض

لارتباطه بعدة معانى مختلفة. فالصدق قد يعنى "الحقيقى" أو الصحيح". وتتعدد أنواع الصدق. على النحو الذى سنتناوله بالشرح ولعل ما يهمنا هو تعريف صدق المقياس ومدى تأثيره بالتعريفات الإجرائية للمفاهيم. وتوجد مقاييس عديدة لاختبار صدق المقاييس الإحصائية المستخدمة فى المسوح والدراسات الاجتماعية. كما توجد مقاييس لاختبار صدق مقاييس الصدق ذاتها Validity الاجتماعية. كما توجد مقاييس لاختبار صدق مقاييس الصدق ذاتها (Piedmant & Mc Care, 2000, : 582. of the Validity Scales

أيضًا، من جوانب الغموض في قياس الصدق، عندما ترتبط بالمؤشرات التي قد تنصف بالصدق بالنسبة لهدف بعينه بينما لا تكون صادقة لهدف آخر، وعلى ضوء التعريف الإجرائي له، وكمثال قد يكون مقياس الروح المعنوى متصفًا بالصدق إذا تم تطبيقه على فئة المدرسين. بينما قد لا يكون هذا المقياس متصفًا بالصدق إذا تم تطبيقه على ضباط الشرطة على سبيل المثال متصفًا بالصدق إذا تم تطبيقه على ضباط الشرطة على سبيل المثال (Neuman ,1997: 41).

٧_ أنواع الصدق:

١) الصدق الخارجي Extenal Validity:

يعتبر الصدق الظاهرى شكلاً من أشكال صدق التجارب بمعنى أن أية تجربة يكون لها صدق خارجى لو أعطت النتائج العملية ذاتها فى ظروف مختلفة من التجارب، والطرق، والمشاركين. بمعنى أن نصف أى تجربة أو اختبار بالصدق الخارجى إذا تم تعميم النتائج على مجتمع أكبر.

٢) الصدق الظاهري Face Validity:

وتوجد علاقة بين الصدق الظاهري وصدق المحتوى (المضمون) Content Validity كما يعد الصدق الظاهري أسهل أنواع الصدق إنجازًا من جانب الباحثين. إذ يمكن الكشف عنه أو اختباره من خلال عرض مؤشرات القياس على مجموعة من الخبراء في مجال التخصص لإبداء الرأى حول مدى

نجاح المقياس المستخدم في قياس ما تم تصميمه لقياسه فعليا. (ويكون هذا في ضبوء التعريفات الإجرائية، والتحديد الدقيق لكل مؤشر). ويكون المصدق الظاهري دليلاً على جودة المقياس أو عدم جودته (Neuman, 1991: 141).

٣) صدق الحك Criterion Validity:

وهو يشير إلى أن الارتباط بين مقياس مجال التطبيق ومقياس مماثل يتمتع بدرجة عالية من الصدق، فإذا كان معامل الارتباط لدرجات المبحوثين على المحك والمقياس. مجال التطبيق- مرتفعًا دل هذا على صدق المقياس. ولصدق المحك نوعان فرعيان هما:

(أ) الصدق التلازمي (الترامني) Concurrent Validity:

تطبيق المقياس المراد اختبار صدقه والمحك على نفس المبحوثين في نفس الوقت ثم يتم حساب معامل الارتباط بين درجات المبحوثين على المقياسين.

مثال: إذا تم تصميم مقياس جديد للذكاء لابد أن يكون مرتبطًا ارتباطًا عاليًا بالمقياس الموجود بالفعل (IQ) شريطة أن يتبنى التعريف ذاته للذكاء فى المقياس الذى ثبت صدقه. بمعنى أن يحصل الأفراد على درجات عالية على المقياس الذى ثبت صدقه والعكس صحيح. إلا أن المقياسين لا يكونان مرتبطين ارتباطًا تامًا. وإنما إذا كانا يقيسان نفس البناء Construct فمن المنطقى أن تكون النتائج متماثلة (Neuman, 1991: 141, Brown, 2000: 1).

(ب) الصدق التنبؤي Predictive Validity:

يعد صدق المحتوى مؤشرًا للتنبؤ مستقبلا بالأداء أو السلوك.

مثال: إذا طبق مقياس لأداء العمل Measure of Job Performance على عدد من المتقدمين لشغل وظائف معينة في إحدى الشركات الصناعية، وتم اختيار العاملين الذين حصلوا على درجات عالية في هذا المقياس، فإذا كان

أداؤهم في العمل جيدًا كان للمقياس صدق تنبؤى عال. أما إذا كان أداؤهم في العمل منخفضًا كان للمقياس صدق تنبؤى منخفضً لا يعتد به .

٤) صدق المحتوى Content Validity

يقصد به استراتيجيات الصدق المعنية بمحتوى الاختبار ذاته. بمعنى أن القائمين بالاختبار بختبرون الدرجة التى يصبح عندها الاختبار شاملاً لجميع جوانب الموضوع المراد قياسه والأهداف المنشودة من وراء القياس، ومن ثم فإن الطريقة المرتبطة بالمحتوى تعتمد على تمثيل مفردات المقياس تمثيلاً سليمًا للمجال الذى نريد قياسه (رجاء أبو علام، ٢٠٠٧: ٢٦٩٤). ولاختبار درجة التماثل يستعين الباحثون ببعض الزملاء ذوى الخبرة للحكم على درجة التماثل بين مفردات القياس والأهداف المراد تمثيلها.

مثال: في تعريفنا للنسوية Feminism فإنها تشير إلى ولاء الفرد لمجموعة من المعتقدات التي تخلق المساواة الكاملة بين الرجل والمرأة في مجالات الفن، والأسرة، والعمل وعلاقات السلطة والمهن المتخصصة وإذا تم تصميم مقياس للنسوية واقتصر على سؤالين:

- ١- هل الرجل والمرأة يحصلون على أجور متساوية لنفس العمل؟ .
 - ٢- هل الرجل والمرأة يشتركان في القيام بالأعمال المنزلية؟

فهذا المقياس بالطبع يتسم بصدق محتوى منخفض لأن السؤالين اقتصرا فقط على المساواة في الأجور. والأعمال المنزلية، بينما أغفل جوانب أخرى في التعريف مثل (المساواة في المهن المتخصصة، والسياسة، وعلاقات السلطة).

٥) الصدق الذاتى:

يعد أحد أنواع الصدق الإحصائى ويعرف بأنه صدق الدرجات التجريبية للمقياس بالنسبة للدرجات الحقيقية التى خلصت من شوائب أخطاء القياس. ومن ثم فالصلة وثيقة بين الثبات والصدق الذاتى ويقاس الصدق الذاتى بحساب الجذر التربيعي لمعامل ثبات المقياس (فؤاد البهى السيد، ١٩٧٨: ٤٠٢).

الفصل الرابع اختبار الفروض

مقدمة:

يعتبر الفرض محورًا يدور حوله البحث العلمي، كما يمثل الفرض مقولة تخدم الباحث في تنظيم وتوصيف علاقة سابقة في عالم المشاهدات التجريبية. وما يهمنا في هذا الموضوع هو تفهم ومراجعة طريقة أو أسلوب استخدام الفرض في حقل البحث الاجتماعي. فالفروض إن هي إلا مقولات حول معالم Parametes مجتمع أصلي، وتعنى بتقييم تلك (البارامترات) بدلالة إمبريقية يتم استنباطها مما يختاره الباحث الاجتماعي من عينات لهذا المجتمع الأصلي.

وفى مجال الإحصاء نجد تعريفًا للفرض أكثر دقة فى التطبيق ويطلق عليه الفرض الإحصائى الذى يتطلب دلالة إحصائية تعتمد أساسًا على معلومات من العينة البحثية. ومن ثم يتحدد معنى الفرض فى مجال البحث الاجتماعى بما يعتمد عليه من عينات بشكل أساسى بحيث يستطيع الباحث أن يعمم نتائج العينة على المجتمع الأصلى موضوع الدراسة. ومن هذا المنطلق، يعرف الفرض بأنه قضية تدل على معالم المجتمع الأصلى بحيث يمكن اختباره بواسطة عينة إحصائية (عشوائية).

فى إطار ما سبق، يهدف هذا الفصل إلى تعريف الفروض وأنواعها ومستوى الدلالة وخصائصه واستخدام مقياس (Z) في اختبار الفروض ويخصص الفصل التالى لفرض الطرق الإحصائية الأكثر استخدامًا في اختبار الفروض في الدراسات الاجتماعية والإعلامية.

أولاً: أنواع الفروض وتعريفاتها:

١) الفرض العلمي The definition of hypotheses)

يعرف الفرض بالعلاقة الاحتمالية بين متغيرين أو أكثر فقد تكون هذه العلاقة إما إيجابية وإما سلبية شريطة أن تكون هذه العلاقة قابلة للاختبار مثال: العلاقة بين الدخل والانفاق.

٢) الفروض البحثية Research hypothesis:

وهى تلك الفروض التى تشتق من الإطار النظرى للدراسة فهى بمثابة قضايا للاختبار مثال: تعد اللامعيارية أحد مظاهر التمرد على الواقع الاجتماعي والاغتراب.

٣) الفروض السببية:

هى الفروض التى تهتم باختبار العلاقة بين السبب والنتيجة بحيث إذا وجد السبب وجدت النتيجة وإذا غاب السبب غابت النتيجة كالعلاقة بين الحرارة وتمدد الحديد وهذا نوع من الفروض نادرًا ما يستخدم فى البحوث الاجتماعية تتيجة لتعدد العوامل المصاحبة لحدوث الظاهرة الاجتماعية وصعوبة التحكم فى العوامل عند دراسة تأثير أحد هذه العوامل على الظواهر قيد الدراسة.

تتصف الفروض السببية بالخصائص الخمس الآتية:

- 1) أن تختص الفروض بمتغيرين على الأقل.
- ٢) أن تعبر على علاقة بين السبب التأثير Cause- effect بين المتغيرات.
 - ٣) القدرة على التنبؤ المستقبلي والنتائج المتوقعة.
 - ٤) أن ترتبط منطقيًا بتساؤل البحث والنظرية معًا.
- امكانية اختبار الفرض في ظل وجود دلالات إمبريقية لمعرفة مدى صحته من عدمه.

يضاف إلى هذه الخصائص ويرتبط بها -- في الوقت ذاته -- عدم ذكر الباحث لكلمة "برهان أو إثبات" في مناقشته للعلاقة بين الفروض والعلاقات السببية، لأن هذه الكلمة لا تستخدم إلا في المحاكم أو المعادلات الرياضية على طريق إثبات النظريات والقطع بالنتائج. بينما في البحوث الاجتماعية والإعلامية، يجب على الباحث عند اختبار الفرض أن يستخدم عبارة "إن الفرض بتفق مع الأدلة الميدانية".

أيضنا من الموضوعات المهمة التي يجب على الباحث أن يراعيها عندما يقوم باختبار العلاقات السببية، أن ينتقى العبارات في صياغة العلاقة السببية بين متغيرين. ونورد فيما يأتي نماذج لعبارات تعبر عن السببية بين التدين، والطلاق كمثال:

- ١) التدين يتسبب في (أو يؤدى إلى) تقليل الطلاق.
 - ٢) يرتبط التدين بتقليل الطلاق.
 - ٣) يؤثر التدين في تقليل الطلاق.
 - ٤) يرتبط التدين بالطلاق.
- ٥) كلما يكون الناس أكثر تمسكًا بالدين يقل الطلاق.
 - ٦) التدين يقلل من الطلاق.

٤) الفرض الصقرى The null hypothesis:

يعنى الفرض الصفرى بتحديد قيمة نوعية لمعلم Parameter المجتمع الأصلى مجال الدراسة. ويعرف الفرض الصفرى – ويرمز له بالرمز (H_0) – بالاختبار الإحصائى الذى يفترض عدم وجود فروق دالة إحرصائية بين التكرارات التجريبية والتكرارات النموذجية أى يشير – بصيغة النفى – إلى عدم وجود علاقة بين المتغيرات المستقلة Independent variables والمتغيرات التابعة Dependent variables فى المجتمع الأصلى أو عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتغير / المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، ولذا يعرف

بفرض العدم. ویکون هدف البحث هو التحقق من مدی صحة هذا الفرض من من خلال اختباره باستخدام اختبار إحصائی ملائم (مثل مربع کای (کا^۲) أو اختبار (ت) أو اختبار (ف)، ومن ثم المیل نحو دعم ولیس إثبات ما یعرف بالفرض البدیل The alternative hypothesis والذی یرمز له بالرمز (H_1) . ولکسل فرض صفری فرض بدیل.

وكمثال على كيفية استخدام النفى في صياغة الفرض الصغرى "لا توجد علاقة بين الجريمة والكثافة السكانية" أيضاً أن يقول الباحث"لا يوجد علاقة بين كثافة مشاهدة البرامج الصحية والوعى الصحى". أو لا توجد فروق بين الذكور والإناث في درجة الانتماء الوطنى وإذا دعمت الأدلة الامبريقية هذا الفرض الصفرى فمعنى هذا قبوله وأنه لا توجد علاقة بين الجريمة والكثافة السكانية للصفرى فمعنى هذا قبوله وأنه لا توجد علاقة بين كثافة مشاهدة البرامج الصحية كما في المثال الأول؛ أو أنه لا توجد علاقة بين كثافة مشاهدة البرامج الصحية (المتغير المستقل) والوعى الصحى (المتغير النابع) – كما في المثال الثانى؛ أو لا توجد فروق دالة إحصائيًا بين الذكور والإناث في درجة الانتماء الوطنى عند مستوى ٥٠٠٠، (كما في المثال الثالث).

ه) الفرض البديل Alternative hypothesis) (٥

يعرف الفرض البديل بالحالة التي يعتقد أنها تصف العلاقة بين المتغير المستقل، والمتغير التابع. ويتم قبول الفرض البديل عندما يرفض الفرض المستقل، وينقسم الفرض البديل إلى نوعين أساسيين هما:

أ) الفرض البديل الموجه Directed alternative hypothesis

من منطلق تعريف الفرض البحث الموجه (البديل) Directed من منطلق تعريف الفرض مع تحديد اتجاه العلاقة بين hypothesis alternative المتغيرات. بأن تكون هذه العلاقة إما طردية أو عكسية.

ب) الفرض البديل غير الموجه Non directed alternative ب) الفرض البديل غير الموجه hypothesis

من منطلق تعريف الفرض البحثى غير الموجه الذى لا يختص بالاتجاه بل بالاختلاف فقط، فإن الفرض غير الموجه يعنى صياغة الفرض دون تحديد اتجاه العلاقة بين المتغيرات، ولا حتى اتجاه الفرق القائم بينهما.

ولتوضيح الفرق بين الفرض البديل الموجه والفرض البديل غير الموجه نأخذ المثال الآتي:

مثال: نفترض أن باحثًا قام بسحب عينة حجمها ٣٠ مفردة من مجتمع أصلى يفترض أنه يضم أفرادًا نصفهم ذكور والنصف الثانى إنات في هذه الحالة: يكتب الفرض الصفرى إحصائيًا على هذا النحو:

 H_0 نسبة الذكور (ذ) = ۵۰،۰

وهذا الفرض الصفرى يشير إلى عدم وجود اختلاف في النسبة في المجتمع الأصلى والقيمة المتوقعة، ومن ثم في هذا المثال يمكن قراءة الفرض الصفرى (H_0) على هذا النحو "أن (ذ) لا تخلتف عن (\cdot , \circ).

على صعيد آخر قد يكون الفرض البديل معبرًا عن أن نسبة الذكور ليست (٠,٥٠) في المجتمع الأصلى، ويكتب الفرض البديل على هذا النحو:

:H₁ ذ ≠ ، ٥, ٠

أى أن الفرض البديل يشير إلى أن (ذ) لا تساوى 0.00 ولا يشير إلى اتجاه الاختلاف فى قيمة (ذ) إما أكبر من 0.00 أو أحسغر من 0.00 أو 0.00 تشير إلى القيمة فقط وليس إلى الاتجاه. ومن ثم يطلق على الفرض البديل 0.00 الفرض البديل غير الموجه.

من جهة أخرى إذا افترض الباحث أن الفرض البديل إما أن يشير إلى أن قيمة (ذ) أقل من ٠,٥٠ فيكون هذا الفرض البديل موجهًا ويأخذ الشكل الآتى:

 $\cdot, \circ \cdot > \circ : (H_1)$ $\cdot, \circ \cdot < \circ : (H_1)$

وإحصائيًا يتعامل الباحثون مع اثنين من الغروض فقط هما الفرض الصغرى (H_0)، والغرض البديل (H_1).

ولكى نتفهم المقصد من استخدام الباحث لتلك العلاقات الدالة على صغر أو كبر القيمة للفرض البديل، نقول أن الفرض البديل الذى يسبقه علامة أصغر من (<) يستخدمه الباحث إذا ما اعتقد أن قيمة معلم (بارامتر) المجتمع الأصلى أقل من قيمة معينة. من جهة أخرى، يستخدم الباحث علامة أكبر من (>) إذا اعتقد أن البارامتر أكبر من تلك القيمة المعينة (الفرض الصفرى). ولو حدث أن اختلفت نتائج العينة مع القيمة المعينة، فإن الباحث يرفض تمامًا قبول الفرض الصفرى والعكس صحيح.

هذا ويجب النتوية إلى ذلك الزعم الخاطئ الذى كان سائدًا بين الباحثين بقولهم أن قبول الفرض يدل على حقيقته وصحة فحواه. بل ما يجب فهمه هنا هو أن قبول هذا الفرض لا يعنى سوى وجود دلالة فقط تؤيد هذا الفرض.

كذلك فإن اقتراحات الفروض من جانب الباحثين يجب أن تستند إلى استخدام مستويات دلالة إحصائية والتي توضح الحد أو النقطة التي يبدو عندها الاختلاف بين تكرارات قيم معلم المجتمع الأصلي وإحصائيات العينة المسأخوذة منه. وقد يرجع هذا الاختلاف كما – سنتناول فيما بعد – أما لعامل السصدفة أو لتباين في العينة العشوائية.

وبقدر اعتماد الباحث على مفهوم مستوى الدلالة بصبح قراره في رفض أو قبول الفرض الصفرى أقرب الصواب. فكما نعلم أن الواقع البحثى يدل على وجود تباعد واضح في الاختلافات بين ما هو تجريبي وما هو متوقع بحيث يتيح للباحث إمكانية رفض الفرض الصفرى مثلاً وقبول الفرض البديل. ولتوضيح أهمية مستوى الدلالة في اختبار الفروض ففي المثال السابق لو قلنا إن الباحث اختار العينة وقوامها ثلاثون مفردة بحيث تتكون من فردين من الذكور وباقي

مفردات العينة من الإناث. ففى هذه الحالة يسهل جدًا على الباحث أن يفرض الفرض الصفرى (i = 0.00). كما أن الانخفاض الشديد فى عدد الذكور داخل تلك العينة قد يجعل الباحث يأخذ بالفرض البديل حيث (i < 0.00).

ومن جهة أخرى، ولو افترضنا أن النتائج كشفت عن وجود ١٢ مفردة (من الذكور)، و ١٨ مفردة من الإناث، ففى هذه الحالة يصعب على الباحث تحديد الفرض وذلك لأن نسبة الذكور للإناث إنما تقلل من احتمال توقع الباحث بأن نصف العينة تكون من الذكور. بل إن وجود (١٢) فردًا من الذكور ضمن العينة يعكس تباينًا غير واضح فى العينة، ويصبح الفارق بين المفروض والمتوقع ليس كبيرًا للدرجة التى عندها لا يستطيع الباحث رفض الفرض الصفرى (H₀) ومن ثم يصبح القرار النهائى سواء كان الفارق كبيرًا أو صغيرًا برفض (H₀) يرتهن جوهريًا بمفهوم مستوى الدلالة.

ثَانيًا: مستوى الدلالة الإحصائية Statistical level of significance:

يشير إلى الحد الأقصى لاحتمال وقوع الباحث فى الخطأ من النوع الأول ويطلق على هذا الخطأ الفا (م) ويستخدم نفس الرمز للإشارة إلى مستوى الدلالة الإحصائية ويحدث هذا النوع من الخطأ عندما يرفض الفرض الصفرى بينما هو صحيح. ومن ثم فأن مستوى الدلالة (م) هو النقطة التي عندها تختلف قيمة الاختبار الإحصائي للعينة عن نظيره في المجتمع الأصلى بسبب التباين العشوائي.

خصائص مستوى الدلالة الإحصائية (α):

- ١) يعرف مستوى الدلالة بمنطقة الرفض في توزيع بيانات العينة.
- ٢) يحدد القيم غير الملائمة في الخصائص الإحصائية للعينة عندما يكون فيها الفرض الصفرى صحيحًا.

- (Z) يحدد القيمة الحرجة (Z) للاختبار. كما أن قيمتى (D)، (D) تمثلان نقطة امتداد المحور الأفقى وترتبط بقيمة (D)، (D) في الشكل الناقوسي لتوزيع البيانات ذي الطرف الواحد The one tail bel دurve
- إن مستويات الدلالة الإحصائية المتفق عليها بين علماء العلوم الاجتماعية (٠,٠٠)، (٠,٠٠١) وتشير هذه المستويات إلى نسبة الشك في النتيجة.

مستوى الدالة والقيم باستخدام التوزيع الاعتدالى للبيانات: إن القيم الحرجة الموجودة في فترة الثقة، واختبار الفروض والأكثر استخدامًا في البحوث الامبريقية تتمثل في: ٢٠٠١، ٥٠٠٠، ٢٠٠٠، ٢٠٠٠، ٢٠٠٠، ٥٠٠٠.

ولفهم هذه القيم فإننا نستخدم مساحات المنحنى الاعتدالي، وجداول القيم المعيارية المعتمدة عليه وبما يعكس فترة ثقة لكل قيمة من قيم (Z) المبينة.

عند مستوى ثقة ٩٩٪:

إن مستوى ثقة 99% تمثل مساحة 99، من المنطقة حــول مركــز الشكل الاعتدالي، والقيمة (٠٠٠١) المتبقية يشارك فيها طرفا المنحنى بالتساوى أى كل طرف يحتوى ناتج قسمة $\frac{\alpha}{\gamma} = \frac{1...}{\gamma} = 0...$ وهذه القيمة تمثل $\frac{\gamma}{\gamma}$ من المساحة الكلية أسفل المنحنى.

عند مستوى ثقة ٥٥٪:

إن نسبة ٩٥% تمثل مساحة من المنطقة أو المساحة حول مركز التوزيع الاعتدالي. ويتبقى من المساحة ٠,٠٥ وتنقسم بالتساوى على طرفى هذا التوزيع.

بمعنى أن
$$\frac{\alpha}{Y} = \frac{\alpha}{Y}$$
 من المساحة الكيلة.

عند مستوى ثقة ٩٠٪:

تمثل نسبة ٩٠% مساحة تبلغ ٠,٩٠ من إجمالي المساحة حول مركز النوزيع الاعتدالي. ويتبقى من المساحة أو يشارك فيها بشكل متساوٍ كل طرف من طرفي المنحنى الاعتدالي.

$$\alpha$$
بحیث یضم کل طرف α مرف α

حساب القيم الحرجة من التوزيع الاعتدالى، فيما يختص بالقيم الحرجة والتى تكون الأكثر استخدامًا فى اختبار الفروض والبحوث الامبريقية، فيمكن اقتباسها من جدول التوزيع المعيارى لقيم المنحنى الاعتدالى المرفق بالملحق رقم ().

كما نعرف، أننا كى نحول القيم المعطاة إلى قيم حرجة نبدأ كخطوة أولى بطرح قيمة المتوسط الحسابى (س) للتوزيع من القيمة المعطاة ثم نقوم بقسمة ناتج عملية الطرح على الانحراف المعيارى والناتج يمثل القيمة المحطاه ونوضح هذا بالمثال الآتى:

مثال: إذا حصل طالب على درجة (٤٠) في اختبار ما. وكانت قيمة المتوسط الحسابي (سَ) = ٥٠، الانحراف المعياري (ع) = ٢٠. فكيف يتم حساب قيمة (Z).

الحل:

قيمة
$$(Z) = \frac{\text{القيمة المعطاة - المتوسط الحسابى}}{\text{الانحر اف المعيار ى}}$$

وباستخدام الرموز (س) القيمة العطاة (س) المتوسط الحسابي (ع) الانحسراف المعياري نكون المعادلة على النحو الثالي:

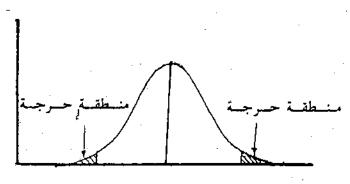
$$\cdot, \cdot \circ - = \frac{\circ \cdot - \xi \cdot}{\Upsilon \cdot} = \frac{\circ \cdot - \psi}{\xi} = \frac{\circ \cdot - \psi}{\xi}$$

ولكن ماذا تعنى قيمة (Z) السالبة؟ تعنى أن قيمة (Z) أقل من قيمة المتوسط الحسابي. وبهذه الطريقة وباستخدام معادلات رياضية هائلة العدد أمكن

إعداد جدول التوزيع المعيارى لقيم توزيع المنحنى الناقوسى أو الاعتدالى. وكما هو معلوم، إذا أراد الباحث استخدام هذا الجدول المعيارى، فيجب عليه أن يحول القيمة المعطاة إلى قيمة معيارية باستخدام المعادلة السابقة.

الفرض الصفري ومستوى الدلالة:

لسهولة نفهم أهمية مستوى الدلالة في رفض أو قبول الفرض الصفرى في المثال السابق، نفترض أن منحنى التوزيعات التجريبية - كان اعتدالياً normal Distribution كما هو موضح بالشكل رقم (١) وذلك حتى يسهل حساب المساحة أسفل المنحنى (بنوعيها) وأيضًا معرفة نسسب الاحتمالات المعنوية للعينات هذا فضلاً عن تقليل فرص الوقوع في خطأ حساب البيانات التي تتعلق بالمساحة أسفل المنحنى.



شكل رقم (١) منحنى توقعات المجتمع الأصلى

في هذا المنحني، نجد أن الخط الرأسي الذي يقسم المساحة إلى نصفين متماثلين يمثل نقطة المنتصف من التوزيعات المتوقعة للعينة. أيضًا في طرفي المنحني توجد منطقتان بخطوط مائلة يطلق على أي منهما المنطقة الحرجة (Critical Rigion أسفل المنحني. فلو أن القيم التجريبية للعينة تقع داخل المنطقة الحرجة فهذا يعني أن لتلك القيم دلالة مختلفة بشكل معنوى وواضح عن توقعات المجتمع الأصلى قيد الدراسة. ويجدر التنويه إلى أن المنطقة الحرجة قد تقع أعلى أو أدنى من توقعات المجتمع الأصلى نظرًا لاحتمالات حدوث

تجاوزات مماثلة من حيث الاتجاه نتوقعها من العينة عن تلك التي نتوقعها من المجتمع الأصلى لها. وتعتبر المنطقة الحرجة هي منطقة الرفض الفرض الصفرى.

ولكن ما الذى نقصده باختبار قيمة معينة للفرض الصفرى كما هو الحال في المثال السابق:

$$(\dot{c} = \circ c) H_1 \qquad (\dot{c} = \circ c) H_0$$

(عند مستوى دلالة مثلا ٠,٠٠)

فى هذا المثال نجد أن الفرض الصفرى غير موجه فى حالة رفض هذا الفرض يكون الفرض البديل هو H_1 (ذ \neq 0.0)

والدلالة عند القيمة (٠٠٠٠) تعنى رفض هذا الفرض الصفرى فقط فسى حالة وجود اختلاف وتباين بين مخرجات العينة، والقيمة (i = 0.0) للفرض الصفرى.

ولتوضيح معنوية الدلالة (۰,۰۰) على المنحنى الاعتدالي، فكما يوضح الشكل السابق رقم (۱) أن القيمة (۰,۰۰) تقسم بالتساوى على منطقة الرفض الواقعة على جانبى المنحنى بقيمة (۰,۰۰) لكل منهما. وبالتالى تصبح للقيمة (۰,۰۰) دلالة لها مستوى ذو طرفين من الاحتمالات يناظر كل منهما قيمة في جداول الاحتمالات تساوى (+ ۱,۹۲) كما هو موضح بالجدول رقم (٤) بالملحق الذي تعرف بجدول Z.

مما سبق، يتضح إحصائياً رفض نسبة الفرض الصفرى. ومن ثم يستم أخذ الفرض البديل H_1 حيث $t \neq 0$, وتعرف تلك الطريقة الإحصائية بإثبات النقيض أو الضد بمعنى أنه عندما يتضح رفض صحة الفرض الصفرى بنسبته (0, 0)، يتم قبول الفرض البديل، والذى لا تتساوى نسبته مع النسبة المحددة فى الفرض الصفرى.

وبنفس الطريقة الإحصائية أيضًا يمكن اختبار الفرض البديل الموجه Directional ففي المثال السابق، وحيث تكون نسبة الفرض البديل أقل من نسبة الفرض الصفرى بمعنى أن: (ذ < ٠,٠).

وأيضا يكون اختبار هذا الفرض البديل متضمنًا على أساس التوزيع الاعتدالي والمناظر للاتجاه الافتراضي للتباين. ففي هذه الحالة يكون شكل منحني اختبار الدلالة ذا طرف واحد. بمعني أن افتراض نسبة (ذ) أقل من نسبة الفرض الصفرى فقط. فإن ما يعنينا في المنحني هو الجزء الأيسر منه والممثل للنتائج الدالة على أن نسبة الذكور في عينة البحث تقل عدديًا عن نصف مجموع مفردات المجتمع الأصلي.

ثَالثاً : مقياس (Z) واختبار الفرض الصفري :

تعتبر الجداول الاحتمالية لمقياس Z واختبارت "ت" وأيضا "كا" أهم مقاييس الدلالة لاختبار صحة الفروض وسوف نعرض لكل من المقاييس الثلاثة وسوف يخصص هذا الفصل لمقياس (Z) والفصل التالي للمقاييس الأخرى أو الاختبارات الأخرى:

1- الجداول الاحتمالية لمقياس Z واختبار صحة الفرض الصفرى:

من المثال السابق ذكرنا حالتين للفروض هما:

(أ) الحالة الأولى:

عندما یکون الفرض الصفری (ذ = ۰٫٥)

الفرض البديل (ذ ≠ ٠,٠)

لو افترضنا أن العينة المختارة (** مفردة ذكور وإناث) تضم فقط تسعة من الذكور والباقى من الإناث. فلو رمزنا لرقم الذكور بالحرف (س) أى m=9، فهل هذا يتفق مع الفرض الصفرى حيث ذm=9، مستوى دلالة m=9، عمستوى دلالة m=9،

للإجابة على هذا التساؤل، نقول أنه لو قرر الباحث رفض قيمة الفرض الصفرى، وجب عليه في هذه الحالة أن يوجد احتمالات m=9 وهل تقع القيمة في منطقة الرفض أي عند مستوى دلالة (٠,٠٥) أو أقل.

في هذا المثال، نجد أن المتغير الذي يهم الباحث يتعلق بخاصية الجنس ذي الخاصتين (ذكر وأنثى). من ثم فإن المقياس المزدوج يعتبر أفضل مقياس لإيجاد الاحتمالات المطلوبة. وإذا كانت نسبة الفرض الصفري تعنى أن القيمة لكل نوع منهما تزيد على عشرة مفردات ففي هذه الحالة يمكن استخدام النقريب approximation للمنحني الاعتدالي. ومن شم يستطيع الباحث حساب قيمة المتوسط (س) وأيضاً حساب الانحراف المعياري ع من العلاقة التالية:

 $\dot{w} = \dot{v} \times \dot{v}$ الفرض الصفرى (ذكور)

ع = ن × نسبة ن × نسبة مفردات الإناث في العينة

$$Y, \forall \xi = \overline{Y, \circ} = (\cdot, \circ) (\cdot, \circ) \forall \cdot =$$

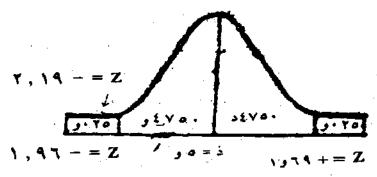
وباستخدام قيمتى (سَ) ، (ع) لقيم س = ٩ (ذكور) فى العينة، يمكن حساب القيمة المعيارية للمقياس (Z) من العلاقة التالية :

$$\frac{\omega - \omega}{\xi} = Z$$

$$Y, 19 - = \frac{10 - 9}{Y, 4\xi} = \frac{1}{2}$$

ومن جدول احتمالات Z عندما تكون س = ۹، واحتمالات لكل قيمة لـــ Z (- Z) تناظر القيمة Z0,۰۲۸٦).

ومن المنحنى يتضح أن القيمة (٠,٠٢٨٦) تقع فى منطقة الرفض. من ثم يصبح الفرص الصفرى Ho : $\dot{\epsilon} = 0.0$ مرفوضنا. وأن نسبة المذكور فى المجتمع الأصلى لاتساوى 0.0 وتتضح ذلك من الشكل رقم (٢).



في هذا الشكل نجد أن المساحة الكلية تحت المنحنى تتضمن القيمة التي حصلنا عليها. فالحالة ثنائية الأطراف كما قلنا وبالتالى فإن كل قيمة تنصف من القيمة (٠,٩٥٠٠) فتكون على كل جانب ٠,٤٧٥٠ بدءًا من منتصف المنحنى عند الخط الرأسى الدال على ذ = ٥٠٠

من ثم تكون المساحة أسفل المنحنى التي تقبل قيمة الفرض الصفرى هي من ثم تكون المساحة أسفل المنحنى التي تقبل قيمة الفرض مين كل ١٩٥٠ - ١,٤٧٥٠ - ١,٤٧٥٠ - ١,٤٧٥٠ - ١,٤٧٥٠ - ١,٤٧٥٠ الطرف أما القيمة المتبقية من المساحة وهي (١,٠٠٥) والتي تنصف أيضنا على طرفي المنحني فتمثل جزءًا من مستوى الدلالة على منطقة الرفض وحيث تقع بداخلها القيمة التي حصلنا عليها والتي على أساسها تم رفض الفرض الصفرى.

(ب) الحالة الثانية : والتي يكون فيها :

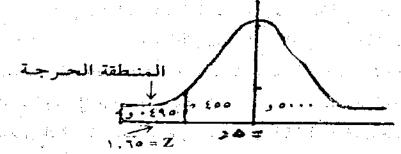
 H_0 الفرض الصفرى H_0 نام

 $ext{H}_1: \mathsf{H}_1 > \mathsf{H}_1$ الفرض البديل

فى هذه الحالة – نهتم بالجانب الأيسر فقط من التوزيع الاعتدالى كما قلنا ويكون أيضًا مستوى الدلالة لهذا الفرض الموجه له جانب واحد أيضًا مسن منحنى التوزيع الاعتدالى. ومن ثم لو اختبرنا ذ<0,0 بمعنى أن الفرض الصفرى H_0 أقل فى هذه المرة من القيمة ذ=0,0 عند مستوى دلالة (0,0). مثلاً : فإن هذا يعنى أن كل المساحة للقيمة (0,0) تقع فقط على الجانب الأيسر من المنحنى. وبالتالى لا تقبل قيمة H_0 ويقبل بالتالى الفرض البديل H_1 .

ففى المثال السابق، قانا إنه لو كانت m=9 وهى تعادل قيمة لـ Z=9 ولا المثال السابق، قانا إلى المثال المث

ومن جداول الاحتمالات لـ Z جدول رقم (۱) ملاحق نجد ۲,۱۹ هـى (۰,۰۱۶) وهذه القيمة تقل كثيرًا عن مستوى الدلالة (۰,۰۱۵). ومن ثـم فـان الفرض الموجه الدال على أن نسبة الذكور في المجتمع الأصلى تقل عن (۰,۰) يعتبر فرضًا صحيحًا. ويتضح ذلك من الشكل التالي لمنحنى الدلالة الاعتدالي ذي الطرف الواحد ناحية اليسار.



شكل رقم (٣) موضع نتيجة العينة س = ٩ ما الما الما الما

 $\cdot, \cdot \circ = \alpha \quad \cdot, \circ > i \quad H_I \quad (7, 19 - = Z)$

رابعًا: خطوات الاختيارات الاحصائية Statistical Tests:

إن إثبات صحة الفرض الصفرى ينطلق أساسًا من افتراض الضد. فمثلاً إذا قلنا إن الزيادة في موجات الهجرة الزراعية المصرية للعمل في الدول العربية في تزايد مستمر وأن متوسط نسبة الزيادة من واقع عدة سنوات مضت منذ عام ٢٠٠٦ تبلغ ٣٨٨% سنويًا على المستوى القومي في حين يتوقع أن تصل نسبة الزيادة إلى أكثر من ٣٨٨% وهنا تبدو فنية الاختبار الإحصائي فلتحقيق الفرض البحثي القائل بأن الزيادة أكثر من ٣٨٨% نستخدم فرضًا يناقض الفرض الصفرى.

أما العمليات الأساسية للاختبار الإحصائي للفروض، فهي وفق ترتيب تناول الباحث لها على النحو التالى:

- ا- صياغة الفرض الصفرى (ويرمز له اصطلاحًا H₀).
- Y- إيجاد توزيع العينة ومنه: الفرض البحثى أو البديل (ويرمــز لــه اصطلاحًا H_1).
- ٣- اختيار مستوى دلالة إحصائية والمنطقة الحرجة: ويطلق على تلك العملية المعاملات المختبرة (العينة) (ويرمز لها اصطلاحًا T.S) وهما اختصار لـ Test statistic.
- 3- حساب معاملات الاختبار للفروض خاصة فيما يتعلق بمنطقة السرفض ولذلك يطلق على هذه المنطقة Rejection Region أو اصسطلاحًا (R.R.).
 - ٥- اتخاذ القرار أو التوصل للنتائج Conclusion

اـ صياغة الفرض الصفرى:

لكى نستخدم نظرية الاحتمالات فى إيجاد توزيع العينة، يجب على الباحث صياغة عدد من الفروض تتعلق بكل من المجتمع الأصلى موضوع الدراسة وكذلك بالخطوات الفنية التى يستعملها. وغالبًا تتكون تلك الفروض من:

- أ) مجموعة من الافتراضات Assumptions التي على أساسها يتم تصميم النموذج التصوري للبحث.
- ب) الفروض Hypotheses والتي يسعى الباحث الاختبار مدى صحتها خلال المراحل البحثية للدراسة الامبريقية.

من الضرورى أن يختار الباحث اختبارًا يتضمن فقط فرضًا واحدًا يتصل مباشرة بهدف البحث. لأن الباحث لو قام باختبار أكثر من فرض خلال اختبار واحد فى الوقت الذى ليس لديه أى يقين بصحة إحدهما فإن المشكلة تزداد تعقيدًا ويصعب عليه حلها. ومن ثم فإن أفضل الأساليب أن يقوم الباحث باختبار فرض واحد مشكوك فيه من حيث القبول أو الرفض وهو ما يسمى بالفرض الصفرى ثم يستخدم فرضًا آخر لا يخرج عن مجال ونوعية الفرض الأول ولكن تقل فيه بدرجة كبيرة نسبيًا احتمالات الشك فى رفضه (الفرض البديل).

٢ إيجاد توزيع العينة :

بعد صياغة الفروض في الخطوة الأولى، يقوم الباحث باستخدام المبررات الرياضية لإيجاد توزيع العينة التي تتضمن مختلف الاحتمالات في مخرجاتها. فمثل هذا التوزيع الاحتمالي ينبئ بما تكون عليه النتائج الممكنة لو كانت الفروض التي تم صياغتها صحيحة. هذا وتلعب الصدفة دورًا مهمًا في كثير من الأحيان لمعرفة مدى صحة الفرض، التي على أساسها يمكن اتخاذ قرار رشيد يتعلق بالظروف التي تمكن الباحث من رفضه لتلك الفروض.

٣ ـ اختيار مستوى دلالة والمنطقة الحرجة :

من الخطوات النموذجية في مناهج البحث، أن يحدد الباحث قراره برفض أو قبول فرض قبل إجراء تحليل البيانات التجريبية. فيمكن من خلال إلمامه بالتوزيع الاحتمالي (العشوائي) للعينة اختبار مجموعة من البدائل الافتراضية والتي على اساسها يرفض الافتراضات الصفرية. ومن ثم يقوم بتقسيم المخرجات الممكنة للتوزيع الاحتمالي للعينة إلى قسمين أو مجموعتين (أ) الأولى

وتضم كل ما يتم رفضه (المنطقة الحرجة)، (ب) والثانية تتصف بتكرارات لا تسمح للباحث برفضها.

فبالنسبة للمجموعة الأولى، يختار الباحث منطقة الرفض، ولكى يتحقق له ذلك يجب أن يتخذ نوعين من القرارات بالإضافة إلى اختياره للنموذج والفروض: أولهما عليه إيجاد قدر من المجازفة بالوقوع فى نوعين من الخطأ يطلق على أولهما الخطأ الأول (ويرمز له اصطلاحاً بالرمز (α) وأيضا الخطأ الأثانى (ويرمز له اصطلاحاً بالرمز β) (بيتا) والقرار الثانى : يتعلق بضرورة تحديد رغبته فى منطقة الرفض لتشمل طرفى المنحنى للتوزيع الاحتمالى للعينة.

الخطأ α

ويحدث برفض مجموعة من الفروض في حين أنها صحيحة، وينطبق ذلك على الفرض الصفرى. فيحدث هذا الخطأ رفض الباحث الفرض الصفرى في حين أنه صحيح. وتزداد احتمالية حدوث الخطأ كلما كبرت منطقة الرفض للتوزيع الاعتدالي.

الخطأ β

ويحدث عند قبول الفرض الصفرى وهو غير صحيح بينما الفرض البديل هو الصحيح.

ويمكن للباحث أن يحدد احتمالية حدوث الخطأ (α) في الاختبار الإحصائي للفرض الصفرى بأن يختار قيمته لتكون أما (1,0,0)، (0,0,0) أما الإحصائي للفرض الصفرى بأن يختار قيمة هذا الخطأ تعنى تحديد منطقة الرفض على المنحنى الاعتدالي. أما إذا حاولنا إيجاد احتمالية الخطأ الثاني (α) فهذا ليس بالأمر الهين كما حددنا (α). إذ يلزم أولاً أن نحدد حجم العينة (α) وقيمة الخطأ (α) أولاً ثم نحسب بعد ذلك قيمة (α) لقيمة بديلة للمتوسط الحسابي (α) للمجتمع الأصلي.

أما العلاقة بين نوعى الخطأ (α و β) فهى عكسية، فكلما حاولنا تقليل احتمالات حدوث الخطأ (α) ترداد احتمالات حدوث الخطأ (α) والعكس بالعكس (ott, 1977, : 69 - 81)

غه حساب معاملات الاختيار للفروض:

فى العمليات الثلاث السابقة للاختبار الإحصائى، يستخدم الباحث خلالها اختبارات إحصائية مثل المتوسطات، ونسب العينة، والإنحراف ات المعيارية وغيرها والتى تعتبر مناظرة بشكل مباشر لمثيلاتها فى المجتمع الأصلى، وتستخدم كمقاييس لتلخيص البيانات. أما حساب معاملات الاختبار وهى العملية الرابعة فتعنى باختبار الفروض وتوزيع العينة التى تستخدم مباشرة فى هذا الاختبار. وبعد ذلك يقارن بين قيم البيانات المختارة وتوزيع العينة ثم يتخذ على هذا الأساس قرارًا بتقدير احتمال تكرار تلك القيم.

٥ اتخاذ القرار والاستنتاج:

وهى الخطوة الأخيرة منهجيًا لعملية الاختبار الإحصائى للفروض. فبعد اختبار المنطقة الحرجة وحساب معاملات الاختبار لم يعد أمام الباحث إلا الاختبار أو الفشل فى اختبار الافتراضات القائمة على مخرجات البحث. فلو وقعت المخرجات داخل المنطقة الحرجة، فإن الباحث يرفض الفرض الصفرى مع العلم باحتمال حدوث الخطأ (α) أما إذ لم تقع المخرجات داخل المنطقة الحرجة، يتعين على الباحث عدم رفض الفروض وفى هذه الحالة يجازف باحتمال وقوعه فى الخطأ الثانى (β) .

وفيما يلى مثالاً تطبيقيًا لخطوات الاختبار الإحصائي للفروض.

مثال:

إذا كان متوسط الوزن (بالرطل) للبقر قبل ذبحه في المجزر الآلي خلال السنوات الماضية هو ٣٨٠ رطلاً. وفي عام ٢٠١١ قام الأطباء البيطريون بوضع نظام غذائي تم تجربته على عدد (٥٠) رأسًا من البقر تـم اختيارهم

عشوائیًا من المجتمع الأصلی الذی یخضع للنظام الغذائی الجدید. فیاذا کیان متوسط العینة (س) = ۳۹۰، والانحراف المعیاری للعینی (ع) = ۳۰،۰ ومستوی دلالة α = ۰۰،۱ اختبر الفرض البحثی القائل بأن نظام الغذاء الجدید سیزید من وزن البقر أكثر من ۳۸۰ رطل.

الحل: .

نستخدم في الاختبار الإحصائي للفروض الخطوات التالية:

ن = ٠٥

 $\forall \lambda \cdot = \mu \text{ Ho}$

۳۸۰ < μ المعاملات الإحصائية للاختبار:

تحسب قيمة z من العلاقة:

$$Y_{i} = \frac{\gamma_{i} - \gamma_{i}}{0} = \frac{\mu - \omega}{0}$$

حساب المعاملات الإحصائية وتحديد منطقة الرفض عند α = ۰,۰۱ و اختبار ذو شعبة واحدة يتم رفض الفرض الصفرى لو كانت قيمة α المحسوبة من المعادلة السابقة α > قيمة α الجدولية عند α = α - ۰,۰۱ حيث α = α - ۲,۳۳

حيث إن z الجدولية = 7,77 عند α (1,1) > 1,17 وهي قيمة z المحسوبة. فإننا نقبل الفرض الضفرى وقيمة المتوسط = 7.7.

المشكلة المتبقية الآن هو عدم معرفة قيمة (β) وهى احتمالية عدم صحة قبول الفرض الصفرى، حيث إن توصلنا إلى النتيجة السابقة لا يتضمن دلالــة لرفض الفرض الصفرى أيضًا. ومن ثم يجب علينا حساب قيمة (β) فلو كانــت تلك القيمة صغيرة لقيم بديلة أخرى المتوسط الحسابى (μ) فإننا نقبــل الفــرض

الصفرى. أما إذا كانت قيمة (β) كبيرة فنستنتج أنه لا يوجد دلالة كافية لرفض الفرض الصفرى.

حساب قيمة (β) في المثال:

قلنا إنه لو كان الفرض الصفرى μ Ho قلنا إنه لو كان الفرض الصفرى ولا μ Ho غير الصحيح لهذا الفرض نعتمد على مدى قرب المتوسط الفعلى من قيمة μ وهى μ 80 قلو فرضنا جدلاً أن متوسط وزن البقر حيًا هو μ 60 رطلاً والدى يتغذى على النظام الغذائى الجديد. ففى هذه الحالة نتوقع أن تكون قيمة μ أقل بكثير عما إذا كان هذا المتوسط μ 70 بدلاً من μ 61.

وعلى ذلك نفرض أن متوسط الوزن الفعلى للبقر الذى يتغذى على النظام الغذائي الجديد هو ٣٩٥ فما هي قيمة (β) ؟

.. يمكن صياغة الفروض كالآتى :

 $\forall \lambda \cdot = \mu \text{ Ho}$

 $\forall \lambda \cdot < \mu \text{ H1}$

وذلك عند lpha = ۰,۰۱ فس مستوى الدلالة.

وتستخدم علاقة الاحتمالات التالية في حساب β

$$\beta = p [z < z_{\alpha} - \frac{|\mu_0 - \mu_a|}{\sigma_y}]$$

حيث σ_y = الانحراف المعيارى للعينة المناظر المجتمع الأصلى.

 $H_{\rm I}$ المتوسط الحسابى للمجتمع الأصلى الفرض البديل $\mu_{\rm I}$ = $\mu_{\rm I}$ = المتوسط الحسابى للمجتمع الأصلى للفرض الصفرى $\mu_{\rm I}$

من المعادلة السابقة يتضح أنه كلما انخفضت (β) يمكن قبول الفرض الصفرى، وأن قيمة z المحسوبة تكون أصغر من قيمة z الجدولية.

الوسط الحسابي في حالة الفرض الصفري – الوسط الحسابي للبديل الانحراف المعياري للعينة المناظر للمجتمع الأصلي

$$\left[\begin{array}{c|c} & \text{rq.} - \text{rh.} \\ \hline & \text{o.} & \text{/ro,r} \end{array}\right] - \text{r,rr} > Z \text{ } p = \beta$$

ومن جدول z عند القيمة z = 7.4 فإنها تناظر مساحة = 2.70

$$\cdot$$
, ۲٤٨٣ = \cdot , ۲٥١٧ - \cdot , ٥ = β ...

النتيجة:

حيث إن قيمة β منخفضة، فيمكن قبول الفرض الصفرى، ولو نظرنا إلى قيمة المتوسط الحسابى للعينة لوجدناه يقع فى منطقة القبول تحت المنحنى الاعتدالى.

ونخلص مما سبق إلى أهمية حساب قيمة β وفى المثال السابق أمكن باستخدام نظرية الاحتمالات تقدير قيمة β للمنحنى ذى الطرف الواحد وفى حالة المنحنى ذى الطرفين، تستخدم العلاقة الاحتمالية التالية لحساب :

(أ) في حالة المنحنى ذي الطرف الواحد one-tailed test:

$$\beta = p \left[z < z_{\alpha} - \frac{|\mu_0 - \mu_a|}{\sigma_y} \right]$$

(ب) في حالة المنحنى ذي الطرفين:

$$\beta = p \left[z < z_{\alpha}/2 - \frac{ |\mu_0 - \mu_a|}{\sigma_y} \right]$$

(ott, 1977, : (82 – 87)انظر

تعريف فترة الثقة The confidence interval :

تعرف فترة الثقة بالمدى أسفل المنحنى الاعتدالى. ويتم تحديدها كى تضم القيم المقبولة لخاصية المجتمع الأصلى (مثل μ). لو فرضنا – كمثال أن μ تمثل خاصية إحصائية يعبر بها عن قيمة للمجتمع الأصلى، وأردنا إنشاء فترة ثقة أثناء عملية تقدير تلك القيمة لـ μ من الخصائص الاحتصائية للعينة البحثية وتحديدًا المتوسط الحسابى لها، فإن المعلومات الواجب توافرها لإنشاء هذه الفترة، تتمثل في :

- (١) المتوسط الحسابي للعينة (س).
- (٢) الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي.
- (٣) القيمة الحرجة (z) لفترات الثقة.

تُم تحسب فترة الثقة من المعادلة الآتية:

فترة الثقة = m + (القيمة الحرجة) × الخطا المعيارى للمتوسط (m) وتحسب فترة الثقة لأى تقدير لقيمة الخاصية الاحصائية للمجتمع الأصلى من المعادلة الآتية :

فترة الثقة = قيمة الخاصية الاحسائية المشاهدة (Statistic) + (القيمة الحرجة) × الخطأ المعيارى للخاصية الاحصائية المشاهدة. وتعرف القيم الحرجة بالقيم أسفل المنحنى، التى تمثل بداية منطقة الرفض. وعندما تتخطى القيمة المشاهدة للاختبار الإحصائى القيمة الحرجة يتم رفض الفرض الصفرى. ويستخدم الباحث فترة الثقة في قبول أو رفض الفرض الصفرى عند مستوى دلالة معين. ولشرح هذا نأخذ المثال الآتى:

مثال:

 $o. = (\mu)$ إذا كان متوسط المجتمع الأصلى

الانحراف المعياري لهذا المتوسط = ١٠

حجم العينة (ن) = ٢٥

متوسط العينة (سَ) = ١,٥٥

المطلوب حساب المدى الذى يقع بداخله متوسط العينة (س) بمستوى ثقة ٩٠%. الحل:

١- نحسب الخطأ المعياري للعينة من المعادلة الآتية:

٢- نحسب متوسط العينة المساوى تقديرنا لمتوسط المجتمع الأصلى بمستوى تقة
 ٩٥% وبفرض أن توزيع البيانات اعتدالى. باستخدام علاقة فترة الثقة على
 هذا النحو:

متوسط العينة (التقديرى) = متوسط العينة المعطى في المثال + القيمة الحرجة × الخطأ المعيارى لمتوسط العينة المعطى = 0.00 + 0.01 + 0.01 الحرجة × الخطأ المعيارى لمتوسط العينة المعطى = 0.00 + 0.01 + 0.01 أي يقع بين القيمتين (0.00 + 0.00 + 0.00 + 0.00 + 0.00 + 0.00 وتفسير هذا، أن احتمال وقوع المتوسط بين القيمتين (0.00 + 0

: Permissible margin of error مساحة الخطأ المسموح به

يقصد بمساحة الخطأ المسموح به، الحد الأقصى للاختلاف المتوقع بين قيمة الخاصية الاحصائية للمجتمع الأصلى ونظيرتها على مستوى العينة البحثية المسحوبة من هذا المجتمع ويحسب الخطأ المسموح به من المعادلة الآتية:

الخطأ المسموح به = القيمة الحرجة × الخطأ العياري

ومن المهم أن ننوه إلى: أن مساحة الخطأ المسموح به = نصف مدى الثقة.

حساب القيم الحرجة من التوزيع الاعتدالي

فيما يختص بالقيم الحرجة المشار إليها سابقًا - والتي تكون الأكثر استخدامًا في الختبارات الفروض في البحوث الامبريقية، فيمكن اقتباسها من جدول التوزيع المعياري لقيم المنحني الاعتدالي.

مفهوم درجات الحرية : يعتبر هذا المفهوم مفهومًا رياضيًا ويعرف بعدد المشاهدات مطروحًا منها عدد القيود المفروضة عليها.

وسوف نعرض فى الفصل التالى لاستخدامات كل من كا^١، معامل الارتباط واختبارت "ت" واختبار "ف" لاختبار الفروض.

الفصل الخاسس الطرق الإحصائية واختبار الفروض

مقدمة:

مناك طرق إحصائية عديدة (معلّمية Parametric أو لا معلمية — non المتعدد في اختبار الفروض الإحصائية. وقبل عرض نماذج من هذا الطرق سوف نتناول بإيجاز الفرق بينهما لكي نساعد الباحث على اختيار الطرق الإحصائية الأكثر ملاءمة لنوعية بيانات بحثه.

إن المعلم عبارة عن خاصية من خصائص المجتمع الأصلى ومن أمثلة هذه الخواص المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى وشكل توزيع صفة معينة داخل هذا المجتمع، فالاختبارات البارمترية هى طرق تعتمد على الافتراضات الخاصة بخصائص المجتمع الذى تسحب منه العينة. ومن أمثلة هذه الطرق: اختبار "ت" الذى يستخدم للمقارنة بين المتوسط الحسابى لمجموعتين واختبار "ف" المستخدم فى المقارنة بين المتوسطات الحسابية لعدة مجموعات. ومن شم تستخدم هذه الاختبارات فى حالة البيانات الكمية (الفئوية والنسبية) وتكون غير ملائمة فى حالة البيانات الكيفية (عبد الجبار توفيق، ١٩٨٣: ٥٩ - ٢٢).

أما الطرق اللابار مترية تستخدم في اختبار الفروض التي لا تتأثر بتوزيع المجتمع الأصلى المسحوب منه العينة، ولا بضرورة أن تكون العينة مختاره بطريقة عشوائية، وهي أكثر ملاءمة للبيانات الاسمية أو الرتبية. وتعتمد هذه الطرق على البيانات التي تكون في الغالب في شكل تكرارات أو رتب (عبد الجبار توفيق، ١٩٨٣: ٥٩ – ٦٢). ومن أمثلة الطرق الإحصائية اللابار مترية المستخدمه في اختبار الفروض: اختبار ما كنمار Mc Nemar Test، واختبار الفروض: اختبار مان – ويتني واختبار مربع كاي – Chi ولوكسن Wilcoxon، واختبار مان – ويتني واختبار مربع كاي – Square الفروض الإحصائية لأنه الأكثر استخداماً في البحوث الاجتماعية.

يستخدم هذا النوع من الاختبارات في الحالات التي يتعذر على الباحث استخدام وسائل القياس البارامترية في دراسة الظاهرة التي ينشدها كما سبق، وتزداد أهمية مقياس (كان) كلما كانت النتائج التي يحصل عليها هذا الباحث عبارة عن تكرارات. ومن ثم يلجأ الباحث في هذه الحالة إلى ما يسمى بالفرض الصفري كأن يفترض الباحث عدم وجود أي فروق بين ما تكشف عن دراسته لظاهرة معينة من تكرارات تجريبية وما يتوقعه من تكرارات. وهذا الافتراض نادرًا ما يحدث في واقع التجربة، حيث إن افتراض الفرض الصفري يتضمن في ذاته افتراضاً آخر هو أن البيانات تتبع توزيعًا معينًا.

أُولاً: استخدامات Chi Square Test (كالّ) في اختبار الفروض :

أ-حالة عينة واحدة One Sample Case في الاختبارات اللابرامترية، فإن اختبار عينة واحدة تعنى الاختبار الذي يدل علي إذا كانبت التكرارات المشاهدة جيدة في تطابقها مع التكرارات المتوقعة.

مثال (١) :

أجرى باحث اجتماعى مسحًا على عينة حجمها ١٠٠ مفردة من أرباب الأسر الريفية لمعرفة اتجاهاتهم نحو الغاء الدعم الحكومى على السلع التموينيــة التى تصرف لهم شهريًا وحصل الباحث على النتائج التالية :

<u>ئ</u>	الاستجابة
· A	مو افق جدًا
١٤	مو افق
۲.٤	محايد
. Y1	معارض
4.7	معارض بشدة
1	الجموع

خطوات الحل:

- (۱) صياغة الفرض الصفرى على النحو التالى: يوجد تطابق بين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة عند مستوى دلالة ۰۰۰۱
- (٢) صياغة الفرض البديل (لا يوجد تطابق بين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة).
- (٣) حساب التكرار المتوقع من خلال قسمة المجموع على عدد الفئات ويرمز للتكرار المتوقع بالحرف (ك) ويرمز للتكرار التجريبى بالحرف (ك).
- (٤) نقوم بعمل جدول مكون من الأعمدة التالية وذلك لحساب الفرق بين التكرار التجريبي (ك) والتكرار المتوقع (ك) على النحو التالي :

ر <u>ا</u> ال	(실 — 실)	۵	اك
---	---------	---	----

- (٥) تحسب درجات الحرية كالآتى:
- - (٦) تحسب قيمة كا٢ من العلاقة التالية:

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{(2-2)^{i}}{(2-2)^{i}}$$

- (۷) نبحت فی جدول رقم (۲ ملاحق) لقیم کا۲ عند درجات حریة معینة و عند مستوی معنــوی مثلا (۰۰،۰۰۰).
- (A) نقارن بين القيمة المحسوبة لـ كا٢، والقيمة النظرية من الجدول السابق واستنتاج مدى الفرق بين الظاهرتين موضوع الدراسة،

وهل له دلالة معنوية أم يرجع لمحض الصدفة وبالتالى هل يمكن قبول الفرض الصفرى أم رفضه.

(٩) لحساب قيمة كا٢ يتم تصميم جدول على النحو التالي :

্র <u>(ল - ন)</u>	Y(ভা ভা)	(এ এ)	ڬ	<u>ئ</u>
٧,٢	1 £ £	۱۲ –	۲.	٨
1,4	٣٦,	٦ -	٧,	١٤
٠,٨	١٦	٤	۲.	Y
١,٨	٣٦	٦	۲.	۲٦
٣,٢	٦ ٤	. A	۲,	۲۸
کا ۲ = ۸, ۱	۲ 97	صفر	1	المجموع

- $^{\prime}$. كا $^{\prime}$ المحسوبة = ١٤.٨
- حساب درجات الحرية = عدد الفئات ١
 - £ = 1 0 =
- الكشف عن قيمة كا الجدولية في الملحق رقم (٢) عند درجة حرية ٤ ومستوى دلالة ٠,٠١ نجد أن قيمتها = ١٣,٢٨
- من ثم نجد أن قيمة (كا^٢) المحسوبة أكبر من قيمة (كا^٢) الجدولية، إذن يرفض الفرض الصفرى ويقبل الفرض البديل.

مثال (٢) :

توقع باحث اجتماعي عند قيامه بحصر لأنواع المهن داخيل إحدى المجتمعات المحلية أن تكون النسب المئوية لها كالآتى : ٢٠% عمال زراعة، ٣٠% عمال صناعة، ٣٠% موظفون بالحكومة، ١٥% أعمال حرة، ٥% مديرون وذلك لعينة عشوائية مكونة من ٨٦٤ مفردة وكان التوزيع التجريبي للمهن كما هو مبين بالجدول التالى، والمطلوب اختبار مدى صحة الفرض الصفرى (وهل يمكن قبوله أم رفضه) (عند مستوى الدلالة ٥٠٠٠).

<u>(ব – ব)</u>	Y(道 — 실)	(গ্ৰ – গ্ৰ)	গ্ৰ	실	المهنة
٤,٤٧	٧٧٢,٨٤	۲۷,۸۰	۱۷۲,۸۰	120	عمال زراعة
9,97	۲٥٨٠,٦٤	٥٠,٨٠	Y09,Y.	٣١.	عمال صناعة
۸,۰۹	Y • 9 V , 7 £	٤٥,٨٠	709,7.	۳.٥	موظفون بالحكومة
۲۰,0٤	۲٦٦٢,٥٦	٥١,٦٠ –	189,50	٧٨	أعمال حرة
٦,٨٥	۲۹٥,٨٤	17,7	٤٣,٢٠	۲٦	مديرون
کا۲ = ۹۱۹۱		صفر	۸٦٤	ለጊሂ	المجموع

فى هذا الجدول السابق نجد أن قيم (ك) حسبت على أساس ضرب كل نسبة مئوية متوقعة \times إجمالي العينة على النحو الذي تناولناه في شرح خطوات حساب (كا 7).

ولحساب درجات الحرية ففى هذا المثال طالما أن التكرارات للمهن موزعة فى خمس تصنيفات مهنية وأن التكرار النهائى معلوم فإن درجات الحرية = (3) وعند مستوى دلالة ٠٠,٠٥.

من جدول القيم الحرجة لـ كا عند درجات حرية (٤)، مستوى دلالـة من جدول القيم المحسوبة أكبر من كا الجدولية. ومن ثم يرفض الفرض الصفرى ومعنى رفض الفرض الصفرى، أى يستخلص الباحث وجود تباينـات

جماعية واضحة بين المتوقع والتجريبي لتصنيفات المهن، من جهة أخرى قد يقع الباحث في خطأ من النوع الأول وهو (رفض الفرض الصفرى بينما هو صحيح) إلا أن احتمالية وقوعه في هذا الخطأ لا تتعدى (٠٠٠٠)، ومن ثم نقول إن العينة لم تسفر عن جود تطابق أو اتساق بين المتوقع والتجريبي والمهن بتصنيفاتها الموضحة.

(ب) حالة عينتين (البيانات اسمية).

ذكرنا أن معامل كا٢ يستخدم في المقارنة بين اثنين أو أكثر من العينات على متغير اسمى يكتسب خاصتين أو أكثر وفي حالة عينتين أو أكثـر، حيـث يقوم الباحث بعمل جدول مقسم إلى أعمدة وصفوف بحيث تكـون القيم في الأعمدة تمثـل المتغيـر الأول وتكون القيم في الأعمدة تمثـل المتغيـر الثاني.

وفى هذه الحالة فإن الباحث يتعامل مع جدول مزدوج وقد يكون الجدول $(Y \times Y)$ أو $(Y \times Y)$ حسب خواص المتغيرات.

الحالة الثانية لاستخدام (كا) في حالة المقارنة بين عينتين أو أكثر (البيانات اسمية) وسنعطى مثال في حالة عينتين وذلك على النحو الآتى:

مِثَال لحساب قيمة (كا")

ما يأتى جدول يوضح اتجاهات عدد من شباب وقدامى المدرسين نحو الدمج الاجتماعى للتلاميذ ذوى الاحتياجات الخاصة فى إحدى المدارس الابتدائية الحكومية بمدينة القاهرة:

قدامى المدرسين	شياب المدرسين	الاتجاه / المدرسون
γ	10	مو افق
11	٩	موافق إلى حد ما
ΥX	٦	غير موافق

المطلوب: هل توجد علاقة Association ذات دلالة إحصائية عند مستوى مرب بين البعد الجيلي والاتجاه نحو عملية الدمج الاجتماعي.

خطوات الحل:

(١) حساب قيمة كا للستخدام المعادلة الآتية :

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{(2i-2i)^{n}} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{(2i-2i)^{n}}$$

(٢) حساب قيمة (ك) لكل خلية من خلايا الجدول وذلك من خلال تطبيسق المعادلة الآتية:

ि
$$\frac{\text{ord}}{\text{lineau}} \times \text{ord}$$
 । $\frac{\text{lineau}}{\text{lineau}} \times \text{ord}$

(٣) تجميع القيم الواردة في كل من الأعمدة والصفوف في خانتي المجموع كما هو موضح في الجدول الأتي :

المجموع	قدامى المدرسين	شباب المدرسين	الاتجاه / المدرسون
77	٧	10	مو افق
۲.	11	٩	موافق إلى حد ما
٣٤	YA	٦	غير موافق
٧٦	٤٦	۳.	المجموع

$$E_{of} = \frac{7 \times 77}{7 \vee 7} = \lambda F, \lambda$$

$$E_{\rho} = \frac{r \times r \times r}{r \vee r} = \rho \lambda_{r} \vee r$$

$$V_{r} = \frac{\gamma \times \gamma}{V} = \gamma \cdot \gamma V_{r}$$

ولحساب فيمة (كا) صمم الجدول الأتي :

<u>(ئا - ئا)</u> ئا	Y(త — త)	(এ – এ)	ڬ	ك
٤,٥٩	44,4	٦,٣٢	۸,٦٨	10
.,10	1,44	1,11	٧,٨٩	٩
٤,٠٨	٥٤,٧	٧,٤ -	۱٣,٤	٦
۲,۹	٣٩,٦	7,7	17,7	٧
٠,١	١,٢١	۱,۱ –	17,1	11
Y,٦٨	00,7	٧,٤٣	۲۰,0۸	۲۸
کا* = ۰,٤١				

كا الجدولية = ٥,٩٩

كا المحسوبة أكبر من كا المجدولة

يوجد علاقة دالة إحصائياً بين البعد الجيلى والاتجاه نحو الدمج (بمعنى أنه توجد فروق بين شباب المدرسين وقدامى المدرسين فى توجهاتهم نحو الدمج الاجتماعى عند مستوى دلالة ٠,٠٥)

استخدام ركاً في حالة المقارنة بين مقياسين رتبتين مستقلين

Comparing Two Independent Ordinal Measures

يعد اختيار (كا^۱) الأفضل في حالة وجود اتفاق عند المستوى الرتبى في الاتجاه أو الاستجابة، وتعتمد (كا^۱) على أقصى قيمة للاختلاف (د) بين النسب التراكمية لمغردات العينة (ن۱)، والنسب التراكمية للعينة الثانية (ن۱)، ويحسب قيمة الاختلاف (د) بينهما من المعادلة الآتية :

قيمة الاختلاف (د) = القيمة الأقصى للفرق بين نسب التراكم للمفردات عبر المقياس الاسمى للعينة رقم (۱) (ن،)، مطروحاً منه نسبة التراكم للعينة رقم (۲)، ولو رمزنا لنسبة التراكم فى العينة (ن،) بالرمز (أن،)، ولنسبة التراكم فى العينة الثانية (ن،) بالرمز أن، فإن ر = القيمة القصوى (أن 1 - 1)

كما أن اتجاه هذا الاختلاف (د) يمكن ايجاده بدلالة توزيسع العينة، وتسماغ الفروض في هذا النوع من الاختبارات على هذا النحو.

الفرض الصفرى: أن أعلى فرق بين النسبة التراكمية للمجتمع الأصلى الأول والمجتمع الأصلى الثاني = صفر.

الفرض البديل : أن أعلى فرق بين النسب التراكمية للمجتمعين الأصليين (١) ، (٢) \neq صفر (207 : Krutz, 1983)

يشتمل الجدول - أدناه - على عينات ممثلة لمجتمعين محليين حيث أجريت المقارنة بينهما فيما يختص باستخدام الفائض المالى من الميزانية في تطوير التعليم العالى. كما هو مبين من الجدول وجود رباط بين العينتين عند كل رتبة من الاستجابة فعند رتبة (استجابة بقوة) نجد أن ١١٢ من المجتمع الأول يتفق مع ٩٢ من المجتمع الثانى عند هذه الرتبة. وهكذا نجد الرباط سائدًا على امتداد الرتب الخمس من المقياس. لذا يعتبر اختبار (كا٢) الأفضل في الاستخدام عن الاختبارات الأخرى في اختبار الفرض الصفرى والفرض البديل (الموجه وغير الموجه).

جدول الدعم الحكومي والتعليم العالي

مجتمع (۲)	مجتمع (۱)	الرأى
٩٢	117	موافق بشدة
99	119	موافق
YY	AV	محابد
٩٨	٨٤	أعارض
1.4	٧٢	أعارض بشدة

ن، = ٤٧٤ ن = ٤٦٨ عند مستوى دلالة (٠,٠٥) نقوم بحساب أعلى فرق من خلال تراكم النسب لكل عينة ثم طرح نسب المشاهدات للمجتمع الثانى (ن+) في كل تصنيف للمقياس من نظيره في المجتمع الأول (ن+) ومن ثم نحصل على

أكبر قيمة للاختلف أو الفرق (د) (.maximum Diff) من الجدول الآتى : د = ١٠٩٩،

الفرق بين نسب	(نن)	مع الثاني	المجت	ن،)	مع الأول (ر	المجت	
التكرارات	نسبة	تر اکم	تکر ار ات	نسبة	تراكم	تكرارات	الرأى
. tű – 10 .	النزاكم	تكرارات		النزاكم	تكرارات		
٠,٠٣٩	٠,١٩٧	9 Y	9 4	٠,٢٣٦	117	117	مو افق بشدة
۰,۰۲۹	٠,٤٠٨	191	99	٠,٤٨٧ ;	441	119	مو افق
٠,١٠٩	०,०५४	Y 7 7"	77	٠,٦٧١	417	۸۷	محايد
٠,٠٧٧	٠,٧٧١	411	9.አ	.,484	٤٠٢	٨٤ .	أعارض
1,11	١,٠٠٠	٤٦٨	1.4	1,	٤٧٤	77	أعارض بشدة
			. £7A			. £ V£	المجموع

نحسب قيمة كا من المعادلة الآتية:

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{r} \frac{\dot{U} \cdot \dot{U}}{\dot{U} + \dot{U}} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{r} \frac{\dot{U} \cdot \dot{U}}{\dot{U} \cdot \dot{U}} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{r} \frac{\dot{U} \cdot \dot{U}}{\dot{U}} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{r} \frac{\dot{U}}{\dot{U}} = \frac{1}{2} \sum_{i=1$$

$$\frac{274 \times 575}{274 + 575} (.,1.9) =$$

11,7.9 = YTO, £9 (.,.119) £ =

مسن الجسدول رقسم (٢) وعنسد درجسات حريسة فسى هسذا المئسال $= (i_1 - 1) + (i_2 - 1)$ ومستوى دلالة 0.00 لتوزيع ثنائى الطرف وموجه فإننا نحتاج إلى قيمة كا $\frac{1}{2} > 3$ ليكون الفرض البديل صحيحًا ولدينا كا $\frac{1}{2}$ المحسوبة $\frac{1}{2}$ وهذا يجعلنا نرجح القول بدعم الفرض البديل القائل بزيادة السدعم المالى للتعليم العالى (209 – 208 : Kurtz, 1983).

ثانيًا: معامل الارتباط واختبار الفروض

يستخدم معامل الارتباط للكشف عن حجم العلاقة بين متغيرين، أحدهما مستقل (س) والثاني تابع (ص) واتجاهها (طردية أم عكسية).

ولحساب دلالة معامل الارتباط نتبع نفس خطوات الاختبار الإحصائي للفروض على النحو الآتي:

(١) صبياغة الفرض الصفرى والفرض البديل

 H_0 : العلاقة بين المتغيرين (س ، ص) = صفر .

الفرض البديل Ha وجود علاقة احتمالية بتوزيع ذى طرفين Two-tail الفرض البديل test أى أن :

H_i : العلاقة بين س و ص > صفر

العلاقة بين س ، ص > صفر : II_2

- (۲) تحدید مستوی الدلالة ولیکن ۰٫۰۱ (توزیع ذی طرفین).
 - (٣) تحديد درجات الحرية ن ٢ حيث (ن) حجم العينة

ولحساب الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط توجد ثلاث طرق يمكن للباحث أن يستخدم أحداها:

أنجه سؤالك أخرار كواكر الأراك

(أ) باستخدام توزيع (ت) من خلال المعادلة الآتية :

$$\dot{\Sigma} = c \sqrt{\frac{\dot{c} - Y}{1 - c^{Y}}}$$

(ب) أو باستخدام توزيع (ف) من العلاقة الآتية :

$$(Y-y) = \frac{y}{1-y}$$

(ج) وهناك طريقة ثالثة وهى مقارنة قيمة (ر) المحسوبة بالقيمة المدونة بجدول توزيع القيم الحرجة لمعامل الارتباط في جدول رقم (٣) ملاحق.

وسوف نستخدم الطريقة الثالثة في اختبار مدى صحة الفرض الصفرى من خلال المثال الآتي:

يوضح الجدول الآتى توزيع: الدخل الشهرى (بمئات الجنيهات) (س) لعينة من العاملين في القطاع الاستثماري ودرجاتهم على مقياس الرضا الوظيفي (ص):

١٢	Υ	٦	٨	۱۳	٩	11	الدخل
٩	٧	٤	0	14	Y	١٢	الرضا الوظيفي

المطلوب: هل توجد علاقة دالة إحصائيًا عند مستوى (٠,٠١) بين الدخل والرضا الوظيفي.

الحل:

(١) صياغة الفرض الصفرى:

H₀ : العلاقة بين الدخل و الرضا الوظيفي = صفر

الفرض البديل H₁ العلاقة بين الدخل والرضا الوظيفي > صفر

حساب معامل برسون للارتباط باستخدام المعادلة الآتية :

حساب قيمة معامل الارتباط:

س ص	ص'	س ۲	ص	س
144	122	171	١٢	11
٦٣	٤٩	٨١	٧	٩
179	179	179	١٣	١٣
٤٠	70	٦٤	٥	٨
۲٤ .	١٦	٣٦	٤	٦
٤٩	٤٩	٤٩	γ	٧
١٠٨	۸١	122	٩	١٢
0.40	٥٣٣	ካካ ደ	٥٧	٦٦

$$= \frac{(1/\sqrt{2})^2 - (1/\sqrt{2})^2 - (1/\sqrt{2})^2}{[(2/\sqrt{2})^2 - (1/\sqrt{2})^2][(2/\sqrt{2})^2 - (2/\sqrt{2})^2]}$$

عند درجات حریة (۷ - ۲) = ٥

ومستوى دلالة (٠,٠١) = ٢٨٨٠٤

.. ر المحسوبة أكبر من ر الجدولية، ومن ثم فإن هناك علاقة دالة إحصائيًا بين الدخل والرضا الوظيفي عند مستوى ٢٠,٠٠.

ثانيًا: اختبار "ت" T - Test

تناولنا في الفصل السابق اختبار وتقدير المتوسط الحسابي للمجتمع الأصلي للعينات العشوائية التي يبلغ حجمها ٣٠ مفرد أو أكثر. وقد يتعذر على الباحث في بعض الأحيان، أن يختار عينة بهذا الحجم. فمثلاً في حالة معرفة صورة لدم إنسان مريض بمرض نادر فيستحيل على الباحث أن يحصل على عينة عشوائية لثلاثين مفردة أو أكثر.

ولقد واجهت تلك المشكلة عالم الكيمياء و رز جوسيت عند إجرائه لتجربة قياس المتوسط النوعى لعينة من الخمور المختلفة. وكما هو متوقع، لم يتوفر لديه حجم كبير من عينة البحث. وعندما استخدم العلاقة لمقياس Z.

$$\frac{\alpha - \omega}{\omega} = Z$$

حيث استبدل الانحراف المعيارى (o) للمجتمع الأصلى بالانحراف المعيارى (ع) للعينة، فإن رفض الفرض الصفرى وهو:

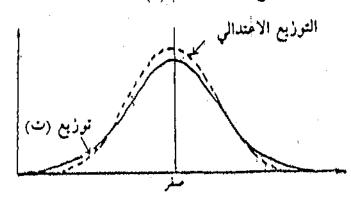
$$\infty_0 = \infty : H_0$$

وباستخدام العلاقة السابقة لـ z بابدال (σ) بالانحراف المعبارى (a) ولعينة أقل من (a)، فإنه افترض (a) عند مستوى a, a0، ومن ثم فإنه بتوقع عند هذا

المستوى من الدلالة رفض للفرض الصفرى بالخطأ مرة كل ٢٠ محاولة تقريبًا. ومن جهة أخرى، فقد برهن جوسبت على أن النوع الأول من الخطأ (α) في هذا الاختبار يكون أكبر من ذلك عند المستوى النوعى للخطأ (α) ولقد نيشر جوسيت هذا الاستخلاص المهم في مقال تحت عنوان (α) Student (α) وتقد نيشر بتعرض للنقد من جانب الشركة التي يعمل بها والتي لا تجيز لوائحها نيشر أي مقال إلا بموافقتها ومن ذلك الحين ويطلق على هذا المقياس Test-Student وهو المقياس الذي يستخدم العلاقة التالية استخلاصًا من علاقة عيما السابقة كما قلنا:

$$\frac{\mu_0 - \omega}{3 / 0} = \frac{\omega}{3}$$

وبتوزيع اعتدالي كما يتضح من الشكل رقم (١)



شكل رقم (١) مقارنة بين التوزيع الاعتدالي وتوزيع (ت)

ومن ثم نقول إن توزيع (ت) المبين بالشكل السابق، يكون ممكنًا عندما نختار العينة المنشودة من مجتمع أصلى يتصف بالتوزيع الاعتدالي ومن ثم نجد أن توزيع (ت) يعطى تقريبًا منطقيًا لهذا التوزيع باستخدام المعادلة السابقة لحساب (ت).

خصائص توزيع اختبار (ت₎ :

تتلخص خصائص توزيع اختبار (ت) في بنود أربعة هي :

أ- أن توزيع (ت) يشابه توزيع z من حيث التماثل حول المتوسط للمجتمع الأصلى μ

ب-يكون توزيع (ت) أكثر تغيرًا وتباينًا من توزيع z

ج- يوجد الكثير من التوزيعات المتباينة للمقياس (ت).

د- يتم تحديد توزيع معين للمقياس (ت) فيما بينها باستخدام (معلم) يسمى درجات الحرية (د.ح) وقيمته = حجم العينة - ١

استخدام مقیاس (ت) في الاستنتاج الإحصائي للعینات صغیرة الحجم حول المتوسط.

يمكن تحديد الفروق بين اختبارات العينة الكبيرة والعينات الصغيرة في الخطوات الأساسية التالية للاختبار الإحصائي :

Ho: μ o = μ

- (1) H1: μ o < μ
- (7) $\mu o > \mu$
- **(™)** μο≠ μ

معاملات الاختبار الإحصائية:

$$\frac{\mu_0 - \omega}{2} > 0$$

منطقة الرفض R.R. عند احتمالية α (الخطا الأول) ودرجة حريسة د.ح = $\dot{\upsilon}$ - $\dot{\upsilon}$

أ- رفض الفرض الصفرى Ho لو كانت ت > ت.

ب- رفض الفرض الصفرى Ho لو كانت ت < - ت

 $\dfrac{lpha}{+}$ \sim رفض الفرض الصفرى Ho لو كانت ت

مثال:

حددت إحدى شركات إنتاج إطارات السيارات أن متوسط العمر الفعلى للإطارات هو 3,0,0 ميل وإزاء ذلك أرادت شركة مستهلكة كبرى للإطارات في التحقق من إعلان الشركة المنتجة واختارت عينة ن 3,0 إطارات وأجريت عليها الاختبارات في ظل الظروف العادية للطرق. وأسفرت الاختبارات عن الأعمار التالية لمفردات العينة بالمسافات (بالألف ميل) 3,0

الحل:

نتبع في حل المثال الخطوات الخمس المتتاليسة للاختبار الإحسائي للفرض الصفري على النحو التالي:

۱- الفرض الصفرى: ۲ = μ: Ho

 $4.00 = \alpha$ $47 > \mu$: H1: الفرض البديل

لاحظ في هذا المثال أننا قدرنا $\mu = 2$ للفرض الصفرى وتحسب الحسالح الشركة المنتجة.

حساب متوسط العينة والانحراف المعيارى للعينة (سَ ، ع)

 $\frac{\xi}{1}$

: سَ = ۲3 : سَ حساب الانحراف المعياري من العلاقة:

$$17, \Lambda9 = \overline{\left(\frac{Y(\sqrt{\sqrt{m+m})}}{\sqrt{\sqrt{m+m}}}\right)^{-1}} = 8$$

٣- معاملات الاختبار:

$$\dot{v} = \frac{\mu_0 - \mu_0}{2} = \frac{\mu_0 - \mu_0}{2} = \frac{\mu_0 - \mu_0}{2} = \frac{\mu_0 - \mu_0}{2}$$

من جدول قیم (ت) رقم (٤) ملاحق نجد أن قیمة (ت) عند α عند α من جدول قیم (ت) ملاحق نجد أن قیمة (ت

وحيث إن (ت) المحسوبة ليست أقل من (- ١,٨٣٣) فليس لدينا دليلا كافيًا يدل على أن متوسط عمر التشغيل للإطار يقل عن ٤٢,٠٠٠ ميلاً.

٢- استخدام اختبار (ت) في الاستنتاج الإحصائي للعينات كبيرة الحجم حـول المتوسط:

يستخدم هذا الاختبار لقياس جودة التطابق Goodness of fit بين متوسط العينة (س) ومتوسط المجتمع الأصلى (µ) الذى اختيرت منه العينة وذلك بتقدير الخطأ المعياري من العلاقة الآتية :

متال:

أجرى باحث اجتماعى دراسة مقارنة بين متوسط عدد جرائم الأخذ بالثأر التى وقعت خلال العشر سنوات الماضية على المستوى القومى وأيضا متوسط عدد الجرائم التى وقعت داخل المراكز الحضرية والتى يبلغ عددها (١٠) مركزًا فوجدها تبلغ (٢٠٢٠٠٤) جريمة لكلل (١٠٠،٠٠٠) نسسمة بانحراف معيارى (٧,٩٣) مقابل متوسط (٣٩٨,٧٠) جريمة على المستوى القومى فهل لهذا الفرق دلالة إحصائية؟

الحل:

الفروض :

 γ 9 γ , γ = μ : Ho

 Υ 9 $V,V, \neq \mu: H_1$

معاملات الاختبار:

ن = ۱٥

ع = ۷,۹۳

٣9V,V = μ

س = ۲۰۲۲ =

$$\frac{\mu - \omega}{3 - \omega} = \omega$$

$$7,107 = \frac{\text{may,v.} - \xi.7,7V}{1 - 10} = \frac{1}{\sqrt{\sqrt{97}}}$$

درجة الحرية (د . ح) = ن - ١ = ١٥ - ١ = ١٤

مستوى المعنوية = ٠,٠٥

من جدول توزیعات (ت) رقم (٤) ملاحق نجد أن قیمة (ت) عند د . ح = ١٤ ومستوی دلالة ٥٠٠٠ = ٢,١٤٥

الاستنتاج:

حيث إن قيمة (ت) الجدولية (٢,١٤٥) < قيمة (ت) المحسوبة (٢,١٥٦).

٣- استخدام مقياس (ت) للمقارنة بين متوسطى عينتين كبيرة الحجم:

يمكن استخدام مقباس (ت) للمقارنة بين متوسطى عينتين سواء أكانتا من نفس المجتمع الأصلى أم من مجتمعين مختلفين.

مثال:

فى دراسة اجتماعية أجريت على عينتين من العاملات داخل إحدى شركات صناعة الألبان لمعرفة العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتغيب عن العمل، واختارت الباحثة (۲۰۰) مفردة من العاملات المتزوجات، و(۱۰۰) مفردة من العاملات غير المتزوجات. وكشف نتائج الدراسة عن ارتفاع متوسط التغيب للمتزوجات عنه لغير المتزوجات حيث بلغ متوسط التغيب المسنوى للمتزوجات (٤٥) يومًا بانحراف معيارى (١٠) أيام فى حين بلغ متوسط التغيب السنوى السنوى لغير المتزوجات (٢٠) يومًا بانحراف معيارى (٥) أيام.

فهل توجد فروق جوهرية بين المتوسطين وما تأثير الحالـــة الزواجيـــة على متوسط التخيب عن العمل؟ مستوى دلالة ٠٠٠٠.

الحل:

Ho سُ ، – سَ ، = صفر

H1 = سُ_۲ – سُץ ≠ مسفر

معاملات الاختبار:

$$y_1 = y_2$$
 $y_2 = y_3$
 $y_3 = y_4$
 $y_4 = y_5$
 $y_5 = y_5$
 $y_5 = y_5$
 $y_7 = y_7$
 y_7

$$\frac{1}{\left(\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right) \frac{\left(70 + \frac{7}{10} + \frac{1}{10}\right) + \left(70 + \frac{7}{10} + \frac{1}{10}\right)}{\left(70 + \frac{7}{10} + \frac{1}{10}\right)}} = 0$$

$$7^{\gamma}, \xi \circ 7 = \frac{7^{\gamma} \cdot \gamma \cdot \gamma}{\left(\frac{1}{1 \cdot \gamma} + \frac{1}{1 \cdot \gamma}\right) \cdot \frac{1 \cdot \gamma \cdot \gamma}{\gamma} \cdot \frac{1}{\gamma}}$$

وقيمة (ت) من الجدول عند $\alpha = 0.00$ ودرجات حرية α (وتأخذ عند علامة ∞ لعدم وجود القيمة α بالجدول ٤ ملاحق).

والنتيجة أن قيمة (ت) المحسوبة أكبر من قيمة (ت) الجدولية يتم رفض الفرض الصفرى، كما يدل على وجود اختلاف جوهرى كبير بين متوسطى العينتين لأيام الغياب وتأثر معدل الغياب بالحالة الاجتماعية للعاملات (أى لصالح العاملات المتزوجات).

رابعًا: اختبار (ف) One – Way ANOVA (F) – Test:

يرجع إلى فيشر الفضل فى ابتكار توزيع (ف) لتحليل التباين والمقارنة بين متوسطين أو أكثر أو بالأحرى للمقارنة بين مجموعتين أو أكثر وقد اصطلح على إطلاق تعبير أنوفا ANOVA وهي اختصار التباين Variance على اختبار (ف) وقبل أن نتناول خصائص اختبار (ف) يجدر أن نشير إلى أهم الفرضيات التي يقوم عليها تحليل التباين وهي:

- ۱- أن يقاس المتغير التابع dependent Variable قياسًا كميًا مقياس المتغير التابع فئوى.
 - ٢- أن يتم الاختيار عشوائيًا لعينات مستقلة.
 - "- أن يفترض التوزيع اعتدالياً للمتغير التابع.
 - ٤- يتساوى نباين العينات بصورة تقريبية.

وهذه الفرضيات السابقة تماثل الفرضيات لاختبار (ت) ولكن أهم ما يخالف به اختبار (ف) عن اختبار (ت) هو ما نسميه خصائص مقياس التباين.

خصائص اختبار (ف) للتباين:

- ١- على خلاف كل من z ، (ت) فإن جميع قيم (ف) تكون موجبة.
- ٢- إن توزيع (ف) على عكس كل من توزيعي z (ت) لا يتصنف بالتماثل.
- ٣- يوجد العديد من أشكال توزيعات (ف) ويمكن تحديد أنسب توزيع منها بتحديد درجات الحرية المرتبطة بالتباينات ع، ٢ ، ع ، ٢ ، ع ، ٢ ، ع ، ٢ ، ع ، ٢ ، ع ، ٢ ، ع ، ٢ ، ع ، ٢ ، وأيضا ويرمز لدرجات الحرية للمجموعة الأولى بالرمز (د . ح)، وأيضا (د . ح)، لدرجات الحرية المرتبطة بالتباين للمجموعة الثانية (ع، ٢) (ott, 1997 : 46 345)

- ٤- يفسر تحليل التباين التشنت الكلى بإرجاعه إلى التباين بين المجموعات
 والذى ينتج بدوره من التباين داخل المجموعات.
- ٥- وضع جورج سنديكور George W. Snedecor قيم نهايات منحنى توزيعات (ف) في جداول خاصة تسمى جداول توزيعات (ف) وهي عبارة عن جداول نسبة التباين بدرجات حرية ن١ ١ و ن١ ١، وبمستوى معنوية (٠,٠٠)، (١٠,٠) وفي هذه الجداول تشير درجات الحرية الأفقية (إلى عدد المجموعات ١) إلى درجات الحرية بين المجموعات أما درجات الحرية الرأسية (أي العمود، إجمالي عدد مفردات العينة في جميع المجموعات عدد المجموعات) فهي درجات حرية داخل المجموعات. كما يتضح من جدول رقم (٥) ملاحق حرية داخل المجموعات. كما يتضح من جدول رقم (٥) ملاحق (انظر , 1983 ، 1983 241: المدروية الشبراوي:

مثال:

طبق باحث اجتماعی مقیاس التماسك الأسری علی ثلاث عینات من مناطق ثقافیة مختلفة (حضر ، ریف ، بدو) كما یتضح من بیانات الجدول التالی، وأراد أن یختبر باستخدام اختبار (ف):

۱- ما إذا كانت درجة التماسك الأسرى تعطى نفس الدرجات للمجموعات
 الثلاث (بمعنى لا توجد فروق بين المتوسطات الثلاثة):

Ho: $\mu 1 = \mu 2 = \mu 3$

۲- هل توجد اختلافات جوهریة بین المجموعات التلاث فی مستوی التماسك الأسری وذلك عند مستوی دلالة = ۰,۰٥

بدو (س۳)	ریف (س۰)	حضر (س،)
1.	٤	٩
10	14	۲
Υ	١٣	٤
17	۹ .	Υ
٦ .	٣	١
Α	٩	٣
1 £ .	17	1
٧	٠ ٤	٨
0	٧	۳.
Λź	. ٧١	مج ٤٨

$$q, TT = \frac{\Lambda \xi}{q} = r'\omega$$

ويتضح من بيانات هذا الجدول الآتى:

1- وجود تباین بین درجات الأفراد داخل کل مجموعة.

٢- وجود تباين بين المجموعات الثلاث كما تعكسها المتوسطات الحسابية للعينات الثلاث حيث تتراوح ما بين (٥,٣٣) بالنسبة للمجموعة الحضرية إلى (٩,٣٣) بالنسبة للعينة البدوية.

ويمكن صياغة فرض الدراسة على النحو التالى:

 $\tilde{\psi} = \tilde{\psi} = \tilde{\psi} = \tilde{\psi} : Ho$

في لختبار الدلالة الإحصائية (ف) يؤخذ في الاعتبار النقاط التالية :

- ۱- إذا ثبت صحة الفرض الصفرى فإن التباين بين المجموعات يسماوى تقريباً التباين داخل المجموعات.
- ٢- إذا كان التباين بين المجموعات ذا دلالة إحصائية أكبر من التباين داخل المجموعات، فإن ذلك يشير إلى أن التباين الكلى لا يرجع إلى تباين العينة وإنما إلى المتغير المستقل ومن ثم يرفض الفرض الصفرى.
- ٣- إذا تم رفض الفرض الصفرى، فمعنى ذلك أن الفروق بين المجموعات ترجع إلى التباين الجوهرى فى المتغير التابع. ورفض أو قبول الفرض الصفرى يأتى عن طريق تحديد ما إذا كانت الفروق جوهرية أى ذات دلالة إحصائية وذلك من خلال مقارنة قيمة (ف) المحسوبة بقيمة (ف) الجدولية أمام درجات حرية محددة.

خطوات حل المثال:

- 1- تقدير المجموع الكلى لمربعات انحرافات جميع المفردات عن المتوسط العام للمجموعة الكلية ويسمى Total sum of squares ويرمز له بالرمز SS.
- Between groups بحسب مجموع الانحرافات بين المجموعات SS_B ويرمز له بالرمز
- within groups ويرمز لها within groups ويرمز لها SS_w بالرمز
- ٤- حساب درجات الحرية على النصو التالي (- 1983: 231):

- (أ) نحسب العدد الكلى لدرجات الحرية للمجموعات الثلاث وهيى تساوى إجمالى عدد مفردات العينات (ن) الثلاثة عدد المجموعات = ٢٧ ٣ = ٢٤
- (ب) تحسب درجات الحرية بين المجموعات الثلاث وهي تساوى عدد المجموعات -1 = 7 7 = 7
- (ج) درجات الحرية داخل المجموعات = ٢٤ ٢ = ٢٢ ثم ترتيب النتائج كلها في جدول واحد بعد الانتهاء من حل المسألة.

حل المثال:

η <i>υ</i>		س ۲		س ۱	
س۳ ۲	۳۳	س ۱ ۱	س۲	۲ س	س ۱
1	١.	١٦	٤	۸١	9
770	10	١	1.	٤	۲
٤٩	Υ	179	١٣	١٦	٤
128	17	۸۱	٩	٤٩	V
٣٦	٦	٩	٣	171	١١
٦٤	٨	۸١	9	٩	٣
۱۹٦	1 £	1 £ £	17	١)
٤٩ -	Υ	١٦	٤	٦٤	٨
70	0	٤٩	ν	9	٣
۸۸۸	٨٤	770	٧١	405	مج_ ٤٨

$$\lambda \xi + \forall 1 + \xi \Lambda =$$

$$\frac{\mathsf{Y}(\mathsf{vor}_{\mathsf{obs}})}{\mathsf{vor}} - \mathsf{Y}_{\mathsf{obs}} = \mathsf{SS}_{\mathsf{t}}$$

$$\frac{\mathsf{Y}(\mathsf{Y}\cdot\mathsf{Y})}{\mathsf{Y}\mathsf{Y}} = \mathsf{Y}\cdot\mathsf{Y} =$$

$$\frac{\Upsilon(\Delta \omega - \Delta \omega)}{\Delta \omega} - \Upsilon_{1} \omega = SS_{w}$$

حيث تشير SS_w إلى مجموع المربعات داخل المجموعات، ويــشير الحــرف (هـ) إلى عدد المجموعات

مجـ س المجموع جميع مربعات الدرجات الخام

مجـ $\frac{(مج س_م)^T}{U_{A-}}$ مجـ $\frac{U_{A-}}{U_{A-}}$ عينة مقسومة على عدد المفردات لكل عينة (كل = مجموع مربعات درجات كل عينة مقسومة على عدد المفردات لكل عينة (كل مجموعة) ويرمز لها (ن م) ثم يتم جمع حواصل خارج القسمة.

$$\left[\frac{{}^{\prime}(\lambda \, \xi)}{q} + \frac{{}^{\prime}(\forall \, 1)}{q} + \frac{{}^{\prime}(\xi \, \lambda)}{q}\right] - 19. \forall = SS_{w}$$

$$SS_w - SS_T = SS_B$$

وذلك انطلاقاً من القاعدة القائلة بأن:

$$SS_w + SS_B = SS_T$$

$$SS_w - SS_T = SS_B$$

وحيث إنه تم تحديد مجموع المربعات فيمكننا الحصول على التباين ويرمز له بالرمز (ع') ويتم حل التباين بالخطوات الآتية : (حيث أن هـ تشير إلى عدد SS_B المجموعات) SS_B التباین بین المجموعات (B^3)

$$\frac{S S_{B}}{V_{A}V_{V}} = \frac{S S_{B}}{V_{A}V_{V}} = \frac{S S_{B}}{V_{A}V_{V}}$$

77.977 =

 $\frac{S S_w}{}$ = ع النباين داخل المجموعات ع

(حيث تشير ن إلى العدد الكلى لمفردات العينات الثلاث (٢٧) مفردة)

$$3' = \frac{7 \wedge 7, 7 \wedge 7}{\sqrt{7} - 7}$$

17, YAV =

ويمكن الحصول على قيمة (ف) المحسوبة باستخدام المعادلة الآتية:

$$\frac{\frac{\gamma}{\gamma}}{\xi_{W}} = \frac{\delta}{\gamma}$$

$$= \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$= \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$= \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$= \gamma$$

ثم تعرض النتائج في الجدول الآتي:

	نسبة التباين (ف)	تقدير التباين متوسط مربعات الانحرافات (٢٤)	مجموع مربعات الانحرافات	درجات العرية	مصدرالتباين
l		77,977	77,107	عدد المجموعات – ١	بين المجموعات
l		18		r = 1 - r	
١	۲,۸۹	۱۲,۷۸۷	٣٠٦, ٨٨٩	ن – عدد المجموعات	داخل المجموعات
L	_		۳۸۰,۷٤١	7 £ = 7 - 7 V	المجموع

الاستنتاج:

1 – بالكشف فى جدول توزيع قيم (ف) رقم (٥) ملاحق نجد أن قيمة (ف) عند درجات حرية التباين بين المجموعات T = 1 = 1 ، والتباين داخل المجموعات T = 1 = 1 = 1 ، والتباين داخل المجموعات T = T = T = T

∴ (ف) الجدولية = ٣,٤٠

وبما أن قيمة (ف) المحسوبة < من قيمة (ف) الجدولية

.. يقبل الفرض الصفرى حيث لا توجد فروق جوهرية بين المتوسطات الثلاثة.

الفصل الساوس العينات العشوائية

مقدمة:

بهدف هذا الفصل إلى مراعاة التبسيط في تناول وشرح أنواع العينات العشوائية وكيفية تقدير حجمها مع تدعيم هذا التناول بأمثلة محلولة بما يحقق الوضوح والتبيان لكل عنصر من عناصر هذا التناول.

ويرجع اهتمامنا - إحصائياً - بالعينة لكونها خطوة أساسية من خطوات البحث العلمي. كما أنها ترتبط عضوياً بتفسير النتائج الإحصائية المستخلصة منها، مع إمكانية الحكم عليها من خلال دلالتها الإحصائية.

ويهتم الباحثون بالعينة البحثية ويعتمدون عليها بشكل أساسي في إجراء الدراسات الميدانية نظراً لاستحالة إجراء دراستهم للمجتمع الأصلي الذي يضم الظاهرة – محل الدراسة؛ لأن معالم Parameters هذا المجتمع غير معروفة لهم. لذا يسعى الباحثون إلى اختيار عينة ممثلة A representative Sample المستهدف، الذي يطلق عليه مجتمع البحث لهذا المجتمع ممثلة أن تتوافر المعنى أن تكون العينة البحثية ممثلة أن تتوافر بها جميع السمات في صورتها العامة لمجتمع البحث التي تم سحبها منه.

وفيما يختص بمجتمع البحث فإنه قد يتسع أو يكون محدوداً تبعاً لتحديد الباحث له. فقد يستعيض الباحث بالمجتمع المتاح عن المجتمع المستهدف The الباحث له. فقد يستعيض الباحث – في هذه الحالة – أن يذكر "المجتمع المتاح" في متن البحث أو عنوانه.

وكمثال دال على ما نقوله، الدراسة التي أجرتها ليديا صفوت عام ٢٠٠٨ بعنوان "دور تقنيات الاتصال في المؤسسات الإعلامية: الهيئة العامة

للاستعلامات نموذجا". ففي هذا العنوان المجتمع المستهدف يتمثل في "المؤسسات الإعلامية" بينما المجتمع المتاح يتمثل في "الهيئة العامة للاستعلامات"(*).

ولكي تكون العينة ممثلة لمجتمع البحث، يراعى – كما ذكرنا – أن تكون خصائصها متوافقة مع خصائص المجتمع الذي سحبت منه. وأنه كلما قلت الفروق بين متوسط مجتمع البحث ومتوسط العينة كانت ممثلة. وكلما زاد حجم العينة (\mathcal{N}) زاد تمثيلها للمجتمع الأصلى.

من جهة أخرى، قد تكون العينة غير ممثلة لمجتمعها بفعل مصادر متعددة للخطأ، نظراً لاختلاف متوسط العينة وانحرافها المعياري عن المناظر لها في المجتمع الأصلي.

من ثم عندما نكرر سحب العينة من هذا المجتمع سنحصل على نتائج مختلفة في كل سحب لها. وإذا ما استبعدنا أخطاء الصدفة يكون ضرورياً على الباحث تفادي مصادر الخطأ الأخرى، التي سنعرض لها تفصيلاً في هذا الفصل. إن قدرة الباحث على التغلب على هذه الأخطاء يعتمد بشكل أساسي على حجم المعلومات التي يتم الحصول عليها من العينة البحثية. وهذا بدوره يتوقف على حجم العينة الذي يحدده الباحث. إضافة للأسلوب الذي يعتمد عليه في الاختبارات الإحصائية لهذه العينة. وتتخذ الاختبارات خطوات متتالية تبدأ بتعريف مجتمع البحث وتحديد معالمه بوضوح، ثم يقوم الباحث – في الخطوة الثالية – بتحديد حجم كاف لتمثيل خصائص العينة. ثم الاختيار الأفضل للأساليب الإحصائية لاختبارات الدلالة والدقة. ونقصد بمجتمع البحث المجتمع الذي يشتمل على جميع المفردات التي يهدف الباحث تعميم نتائجه عليه.

مما سبق تناوله، ينطبق على الحالات التي تتوافر فيها ما يسمى "إطار العينة "Sample Frame". وأن يكون المجتمع الأصلي معلوماً، وأن تكون

^(*) ليديا صفوت إبراهيم بخيت: "دور تقنيات الاتصال في المؤسسات الإعلامية" الهيئة العامة للاستعلامات نموذجا، رسالة ماجستير، كلية البنات، جامعة عين شمس، ٢٠٠٨.

المعاينة "Sampling" احتمالية أى عشوائية. بينما، في حالات أخرى، يكون المجتمع الأصلي غير معلوم. ومن ثم يتعذر على الباحث الحصول على إطار للعينة. فعلى سبيل المثال لا الحصر – إذا أراد باحث إجراء دراسة على من هم بلا مأوى في مجتمع ما، فيتعذر على الباحث حصر عدد هؤلاء الأفراد فماذا بفعل في هذه الحالة؟ يجد الباحث نفسه مضطراً لاستخدام ما يعرف بالعينة غير الاحتمالية الاحتمالية عبر الاحتمالية أنه في الأخيرة لا يستطيع الباحث معرفة عناصر والعينة غير الاحتمالية، أنه في الأخيرة لا يستطيع الباحث معرفة عناصر المجتمع الأصلي التي يجب عليه اختيارها لإجراء بحثه. وما يؤخذ على العينات غير الاحتمالية أنها لا تمثل المجتمع المسحوبة منه تمثيلاً علمياً. ومن ثم فإن نتائجها لا تصلح التعميم على هذا المجتمع.

وتتتوع العينات غير الاحتمالية تتوعًا كبيرًا ، وفي ظل التقدم الكبير في الإحصاء وتطبيقاتها في العلوم الاجتماعية، أمكن استخدام معادلات رياضية وقياسات في دراسة العينات بعامة وتقدير حجمها لاسيما فيما يختص بالعينات الاحتمالية وسوف نناقش في هذا الفصل العينات العشوائية، ويختص الفصل السادس بالعينات غير الاحتمالية (غير العشوائية).

تأسيساً على ما سبق، ينقسم هذا الفصل إلى العناصر الآتية:

أولاًّ: المفاهيم الأساسية المرتبطة بالعينة:

- ١) المجتمع الأصلي.
- ٢) عنصر المعاينة.
- ٣) تعريف العينة البحثية.
- ٤) شروط اختيار العينة وخصائصها.
 - ٥) إطار العينة.
 - ٦) تصميم العينة.
 - ٧) نسبة العينة.

ثَانياً: أنواع العينات العشوائية:

- ١) العينة العشوائية البسيطة.
 - ٢) العينة المنتظمة.
 - ٣) العينة الطبقية.
 - ٤) العينة العنقودية.
 - ٥) العينة متعددة الأوجه.

أولاًّ: المفاهيم الأساسية المرتبطة بالعينة:

١. المجتمع الأصلي:

يعتبر المجتمع الأصلي مفهومًا مجردًا باستثناء المجتمعات المحددة وصغيرة الحجم، ويعرف المجتمع الأصلي بالوعاء الكبير الذي يلعب دورًا هامًا في المعاينة ويتحدد هذا المجتمع بأن يبدأ الباحث في تحديد الوحدة التي سيتم معاينتها، وموقعها الجغرافي، والحدود الزمنية Temporal boundaries للمجتمع الأصلي.

ولتوضيح هذا نعرض فيما يأتي أمثلة تعكس المقصود بالمجتمع الأصلي:

- أ- جميع أفراد المجتمع ممن هم في سن ١٦ عاماً أو أكثر في مصر يوم الخامس والعشرين من يناير عام ٢٠١١، والذين لم يسبق اتهامهم في قصايا وتم سجنهم، أو من سبق لهم أن ارتكبوا جرائم مخلة بالشرف.
- ب- جميع المؤسسات الاقتصادية التي يعمل بها ١٠٠ موظف فأكثر في
 مدينتي القاهرة والإسكندرية خلال شهر مارس عام ٢٠١٢.
- ج- جميع المرضى الذين تضمهم قائمة العلاج في المستشفيات الحكومية داخل نطاق القاهرة الكبرى خلال الفترة الزمنية ما بين الأول من شهر أغسطس عام ٢٠١٠ واليوم الواحد والثلاثين من شهر أغسطس عام ٢٠١٠.

- د- جميع الإعلانات التجارية المعروضة على شاشة التليفزيون المصري بدءاً من الساعة العاشرة صباحاً حتى الساعة الحادية عشر مساءً خلال الفترة من أول يناير عام ٢٠١١ حتى اليوم الثلاثين من شهر مارس للعام نفسه.
- ه- جميع خريجي كليات الطب البشري في مصر الحاصلين على شهادة البكالوريوس ابتداء من عام ٢٠٠٩ حتى الآن.
- و- جميع من تم شفاؤهم من التعاطي للهيروين في مدن القاهرة والإسكندرية
 والإسماعيلية، وبورسعيد خلال عام ٢٠٠٥.
- ز- جميع الأعداد الصادرة لصحيفتي الأهرام والوفد في عامي ٢٠١٠ ٢٠١١

عنصر العاينة: A sampling element

يقصد بعنصر المعاينة وحدة التحليل A unit of analysis أو حالة في المجتمع الأصلي التي يمكن قياسها. مثال: (الفرد - الجماعة - تنظيم داخل المجتمع - مقالة صحفية - رسالة رمزية A symbolic massage - فعل اجتماعي - حالة طلاق...إلخ).

٣- العينة البحثية: The research sample:

يقصد بالعينة البحثية جزء أو شريحة من مجتمع بعينه، وتحمل خصائصه التي نرغب في التعرف عليها. ومن الضروري أن تكون العينة ممثلة لجميع أفراد المجتمع المسحوبة منه تمثيلاً صحيحًا.

شروط اختيار العينة وخصائصها:

1) يجب عدم اتصاف العينة التي تم اختيارها بالتحيز bias أو المحاباة. ويتحقق هذا الشرط بأخذ العينة بطريقة عشوائية من مفردات المجتمع الأصلي.

- لن تكون الظاهرة المراد عمل معاينة لها سائدة ومنتشرة في المجتمع
 الأصلى وأن لا تكون نادرة الحدوث.
 - ٣) يلزم أن تكون العينة ممثلة لجميع فئات/ شرائح المجتمع الأصلي.
- غ) ضرورة افتراض تجانس أفراد المجتمع الأصلي. وفي حالة تعذر هذا الشرط في المجتمعات غير المتجانسة يلجأ الباحث إلى تقسيم المجتمع الأصلي إلى فئات متجانسة صغيرة الحجم.
- صرورة إجراء حصر مسبق لجميع أفراد المجتمع الأصلي مع تقسيمه إلى وحدات معاينة يكون كل منها داخل قوائم أو ما تسمى إحصائيا بالأطر. ولبيان هذا ينبغى القول إنه عند إجراء دراسة على سكان مجتمع بعينه، فإن وحدة التحليل في المعاينة إما أن تكون الأسرة، أو الفرد، أو الجماعة. وقد تكون وحدة التحليل مجتمعاً داخل المجتمعات كبيرة الحجم.
- ٢) يجب أن ينتاسب اختيار حجم ونوع العينة مع الهدف الأساسي للبحث الميداني.

هذه الشروط الستة في اختيار العينة وخصائصها لا تمنع من حدوث أخطاء التحير سواء في المعاينة الاحتمالية أو في عمليات الحصر الشامل نظرًا لتوافر فرص عديدة الوقوع في هذه الأخطاء. وقولنا بضرورة وقوع أخطاء يبرره عدم التدريب الكامل القائمين بالبحث أو المساعدين الهم على كيفية تغلبهم على المشكلات التي قد تواجههم عند اختيار العينة وخصائصها. أيضاً تحدث الأخطاء من جراء عدم الاستخدام الأمثل للأطر المناسبة والممثلة لاختيار العينة بالطرق الإحصائية السليمة.

٣- إطار العينة Sampling frame

عبارة عن قائمة تضم جميع عناصر المجتمع الأصلي، وترجع أهمية إطار العينة إلى أنه يساعد الباحث في سحب عينة ممثلة، وبقدر ما يتعرف الباحث على كل عنصر في المجتمع تكون العينة متصفة بالدقة.

و نعرف مكونات إطار العينة (كالأفراد، أو الجماعات، أو المؤسسات ... إلخ) بوحدات العينة Sampling units.

وتوجد أمثلة كثيرة لإطار العينة نذكر منها على سبيل المثال لا الحصر – سجلات الطلبة – في الجامعات أو المدارس – التي تشتمل على أسماء المقيدين من الطلبة خلال عام دراسي معين. أيضاً قائمة العضوية للنقابة المهنية، وكشوف الرواتب الشهرية للموظفين بأسمائهم على مستوى المؤسسة أو الشركة التجارية. كذلك، دليل التليفون الذي تصدره سنوياً شركة الاتصالات الحكومية، متضمناً أسماء وعناوين المشتركين في خدمة الاتصالات.

إذا تعذر على الباحث الحصول على إطار العينة من المجتمع الأصلي لأسباب مختلفة (أمنية – سياسية – تنظيمية – عقائدية...إلخ) يكون من الصعب على الباحث سحب عينة ممثلة للمجتمع وتكون متصفة بالتحيز، وللتغلب على هذه المشكلة في المجتمعات صغيرة الحجم – على وجه الخصوص – يستطيع الباحث أن ينشأ إطارًا لهذا المجتمع من خلال رفعه ميدانياً. ومثال هذا الدراسة الميدانية الموسومة بـ "آليات النكيف الاجتماعي للحرفيين بمدينة السلام"(أ) التي أجريت عام ٢٠٠٥.

فعندما تعذر على الباحثة تحديد إطار العينة، قامت بحصر جميع الورش والبالغ عددها ٣٦٥ ورشة واختارت عينة عشوائية منتظمة من هذا الإطار بنسبة ٢٥%.

^(*) انظر: مرفت زين العابدين: "آليات التكيف الاجتماعي للحرفيين بمدينة السلام"، دراسة سوسيو أنثروبولوجية، رسالة ماجستير، كلية البنات، جامعة عين شمس.

المشكلات التي تواجمه الباحثين في إعداد الإطار الصحيح للعينة: من خلال تعريف إطار العينة بالقائمة التي تضم جميع وحدات العينة، فإن الباحث أثناء إعدادها يواجه عددًا من المشكلات نذكر أهمها فيما يأتى:

- ا) توقع حدوث تكرار غير معلوم العدد لبعض الوحدات أثناء تدوينها في القائمة.
- ٢) عدم اشتمال القائمة على العدد الكلي والكامل للوحدات التي يشملها المجمتع الأصلي.
- ٣) التشكك في قاعدة البيانات من جانب القائمين بسحب عينات منها لعدة أسباب من بينها عدم الدقة وأسلوب الإعداد والعرض للبيانات التي تتضمنها تقارير أو قوائم روتينية.
- ٤) صعوبة الحصول على إطار جيد من مجتمع أصلي له خصوصية معينة، مثل المجتمع الأصلي الذي يضم ناشري المؤلفات والكتب العلمية، أو المجتمع الذي يضم القائمين بتربية نوع معين مثلاً من الطيور الداجنة.
- 4- تصميم العينة Sample design: يوصف تصميم العينة من خلال عاملين أساسيين هما:

(أ) أسلوب المعاينة Sampling method:

يشير أسلوب المعاينة إلى القواعد والخطوات التي على أساسها، ومن خلالها تكون بعض عناصر المجتمع الأصلي ممثلة في العينة.

(ب) آلية التقدير Estimator: يقصد بآلية التقدير الأداة المستخدمة في حساب خصائص العينة ويعتمد تصميم العينة على أهداف البحث وموارده. ومن النصائح المهمة للباحثين أن يفاضلوا – عند الاختيار – بين أنواع التصميم الأقل تكلفة، وتوفر لهم في الوقت المستغرق للمعاينة مع تحقيق مستوى جيد من الدقة لها.

نسبة العينة The sample ratio

بقصد بها نسبة حجم العينة من حجم المجتمع الأصلي - قيد البحث - مثال: إذا كان حجم المجتمع الأصلي ١٠٠ ألف نسمة، وتم سحب عينة منه قوامها ٥٠٠٠ مفردة. احسب نسبة العينة؟

%..0 =

المفاضلة بين تمثيل العينة وحجمها:

في ضوء ما تناولناه بخصوص شروط اختيار العينة وخصائصها يثار تساؤل مهم يفيد الباحثين. عند الاختيار الجيد للعينة كي يمكن تعميم نتائج البحث هل يفضل حسن تمثيلها للمجتمع أم حجمها؟ للإجابة على هذا التساؤل فإن الأفضل أن تكون ممثلة عن أن تكون كبيرة الحجم؛ حتى يستطيع الباحث تعميم نتائج بحثه – فمثلاً، لو كانت العينة ممثلة ونسبتها ٢% من حجم المجتمع المستهدف (٢٠٠ مفردة مثلاً) فيمكن الباحث تعميمها على هذا المجتمع. بينما لو كان حجم العينة ٤٠% من المجتمع الأصلي المستهدف إلا أنها غير ممثلة لهذا المجتمع بدقة ففي هذه الحالة لا يمكن تعميم نتائجها إطلاقًا.

ثانياً: العينات العشوائية (الاحتمالية) Probability samples:

يتسم هذا النوع من العينات بالسمات الآتية:

- ا) يكون لكل مفردة في العينة درجة احتمالية معروفة من المفترض وجودها بين باقى مفردات العينة.
 - ٢) يكون لجميع أفراد المجتمع الأصلي فرص متساوية للظهور في العينة.
- ٣) يلزم أن يلم الباحث بهذه الاحتمالات (السابقة) بما يتيح له التوصل إلى الحجم الصحيح للعينة. وفي حالة عدم إلمامه بالاحتمالات هذه سيتعذر عليه تماماً أن يستخدم بنجاح الاستنتاج الإحصائي المعتمد على دلالات بحثية.

العينة العشوائية البسيطة simple random sample:

من الناحية الإحصائية، تعتبر العينة العشوائية البسيطة عينة من الأفراد يتم اختيارها من مجتمع أكبر (المجتمع الأصلي). وأن يكون اختيار كل فرد عشوائيًا، وبالصدفة بشكل كلي بما يحقق لكل فرد الاحتمالية ذاتها في عملية الاختيار عند كل مرحلة من مراحل عملية المعاينة، وأن لكل عينة تضم عددًا من الأفراد احتمالية الاختيار ذاتها لأية عينة أخرى تضم عدد الأفراد ذاته.

ولفهم هذا التعريف للعينة العشوائية البسيطة نفترض مثلاً أن لديك مدرسة بها ١٠٠٠ طالب منقسمين بالتساوي بواقع ٥٠٠ طالب، ٥٠٠ طالبة. وأنت تريد اختيار عينة منهم قوامها ١٠٠ طالب لإجراء بحثك الميداني عليهم، فماذا تفعل؟ تقوم بكتابة كل اسم من أسماء جميع الطلاب على أوراق صغيرة وتطويها وتضعها في قارورة زجاجية، ثم نقوم بسحب ١٠٠ ورقة بطريقة القرعة من هذه القارورة لتمثل في مجموعها حجم العينة التي نزيدها. في هذا المثال، نجد أن كل طالب حصل على فرصة اختيار كزميله مع إمكانية حساب المثال، نجد أن كل طالب من العلاقة الآتية بفرض أن ن = حجم المجتمع الأصلي، ٨ = حجم العينة.

$$(%۱۰)$$
 الاحتمالية = $\frac{\lambda}{0}$ = $\frac{\lambda}{0}$ = الاحتمالية = $\frac{\lambda}{0}$

هذا يعني أن لكل طالب في المدرسة احتمالية 10% أو فرصة اختياره تحدث مرة كل عشر مرات اختيار بالصدفة والعشوائية، وأكثر من هذا أن يكون لجميع الطلبة في العينة (40% - 10%

وتنقسم العينة العشوائية البسيطة وفق نوع المعاينة إلى:

ا) عينة عشوائية بسيطة بدون إحلال Without displacement أو بدون إبدال، ويشاع استخدام هذا النوع من العينات في حالة المجتمع الأصلي صغير الحجم مع ندرة استخدامها في المجتمعات كبيرة الحجم وعندما يتم سحب عينة صغيرة الحجم من مجتمع كبير الحجم فلن نجد اختلافاً بين العينة بإبدال أو بغير إبدال.

يقصد بدون إحلال: أن يتجنب الباحث – عمداً – اختيار أي فرد من المجتمع الأصلي أكثر من مرة. وأيضاً لا يتم في العينة العشوائية البسيطة بدون إبدال تغيير أفراد العينة التي تم اختيارها عشوائياً بأفراد آخرين من المجتمع الأصلى كبدائل.

٢) عينة عشوائية بسيطة بإحلال With displacement: يقصد بهذا النوع من العينة العشوائية البسيطة أن يتم إبدال عدد محدود من مفردات المجتمع الأصلي التي يقع الاختيار في العينة بمفردات أخرى من المجتمع الأصلي، وفي ظروف خاصة. وعادة لا يستخدم هذا النوع من العينات في البحوث الاجتماعية.

طرق اختيار العينة العشوائية البسيطة:

توجد عدة طرق مستخدمة في اختيار العينة العشوائية البسيطة، سنتناول بالشرح طريقتين فقط:

أ- طريقة الاقتراع المباشر:

مثال: اسحب عينة عشوائية بسيطة نسبتها (١٠%) بطريقة الاقتراع المباشر – من إجمالي الناخبين بإحدى المدن المصرية وعددهم ١٢٠٠ منتخب في انتخابات مجلس الشعب الأخيرة عام ٢٠١٠؟

خطوات الحل:

٢- إعداد قائمة تضم جميع أسماء الناخبين والبالغ عددهم ١٢٠٠ ناخب.

٣- إحضار عدد من الوريقات متماثلة في الحجم واللون ويساوي عدد الناخبين، مع كتابة اسم كل ناخب على وريقة واحدة. وكرر هذا العمل حتى تستكمل عدد الوريقات ويكتب على كل واحدة منها اسم ناخب واحد فقط. ومن ثم يبلغ إجمالي عدد الوريقات ١٢٠٠ وريقة ومساوياً لعدد الناخبين.

٤- قم بسحب ١٢٠ وريقة (مفردات العينة) بطريق القرعة لتمثل فعلياً حجم العينة (١٢٠ مفردة).

ولما كانت عمليات اختيار العينة العشوائية البسيطة لا تخلو من حدوث أخطاء لذا يجب على الباحث توخي الحذر تجنباً لأن تصبح العينة متحيزة ومن ثم تفقد إحدى خصائصها الأساسية. فمن الأخطاء غير المقصودة على سبيل المثال – حدوث تكرار في قيد أسماء بعض أفراد المجتمع الأصلي، أو خطأ التكرار في قيد الأسماء بالقوائم أو الكشوف من الأجهزة المعنية في المجتمع قبل تسليمها للباحث. وكمثال لهذه القوائم تلك التي يحصل عليها الباحث من المصادر الرسمية حول حركة السكان من وإلى مدينة بعينها.

هذا إن توافرت هذه القوائم فقد تفتقر إلى الدقة وإلى تحديث البيانات. وفي أحيان أخرى قد لا نوجد مثل هذه القوائم لدى الجهات المسئولة.

ومن مصادر الخطأ الأخرى التي تحدث من قبل الباحث نفسه، أن يعتمد في بحثه على خطأ في كيفية جمع البيانات. كأن يقوم الباحث في دراسة حجم الأسرة على بطاقات يعطيها للأولاد في المدارس بمختلف مراحلها داخل المجتمع المستهدف.

ففي هذه الحالة قد يكون لأسرة ما أكثر من طفل في مدرسة واحدة. ومن ثم إذا قام الباحث بإعطاء كل طفل في المدرسة بطاقة بهدف إتاحة فرص متساوية لكل الأطفال الذين وقع عليهم الاختيار، يحدث الخطأ؛ نظراً لأن الأسرة التي لها أكثر من طفل في المدرسة ستأخذ فرصاً أفضل من الباقين. وكي يتفادى الباحث الوقوع في هذا الخطأ له أن يختار الوالدين وفقاً لبطاقة أكبر أو لادهما سناً في المدرسة. وأن يتعاضى عن باقي البطاقات لأبناء الوالدين ذاتهما. ولتوضيح هذه المسألة، نقول إنه لو فرضنا أن أسرة ما لديها ثلاثة أطفال في مراحل مختلفة داخل هذه المدرسة. وقام الباحث بتوزيع البطاقات على الأطفال أو التلاميذ بالمدرسة ففي هذه الحالة ستكون فرص الاختيار لهذه الأسرة ثلاثاً مقابل فرصة واحدة لباقي أسر التلاميذ، ومن ثم تكون العينة متحيزة.

ومن مصادر الخطأ المتوقعة أيضاً في اختيار العينة العشوائية، أن تكون البيانات الرسمية التي يتحصل عليها الباحث غير مستوفاة أو لم يتم تحديثها أولاً بأول من قبل الجهات المسئولة عنها، كما في سجلات قيد المواليد أو الوفيات، أو المهاجرين، أو العائدين داخل مجتمع ما. وفي مثل هذه الحالات وما يماثلها يجب على الباحث أن يتأكد من استيفاء البيانات وحداثتها وإلا فعليه أن يبحث عن وسائل لإعادة تحديد المجتمع الأصلي. هذه المشكلات وغيرها كأن تكون أوراد/ عناصر المجتمع الأصلي في أماكن متفرقة وبعيدة عن بعضها البعض مما يتطلب من الباحث بذل الكثير من الجهد والتكلفة للوصول إليها، وهو ما قد يجعل من استخدام طريقة الاقتراع المباشر محدودة الاستخدام في مجال البحوث الإجتماعية والإعلامية.

ب- طريقة اختيار العينة العشوائية البسيطة باستخدام جداول الأرقام العشوائية مثال: إذا أردت أن تسحب عينة عشوائية بسيطة قوامها ٣٥ عاملاً من عمال الإنتاج في أحد المصانع، وباستخدام جداول الأرقام العشوائية. ويبلغ إجمالي عدد هؤلاء العمال ٩٣٦ عاملاً، فماذا تفعل؟ تتبع الخطوات الآتية:

- ا) تعطي رقماً مسلسلاً لكل فرد من أفراد المجتمع الأصلي (ن = ٩٣٦)، بدءاً من رقم (١) حتى رقم (٩٣٦) ولكن بالكيفية الحسابية التي عليها هذا الرقم. بمعنى أن الرقم (٩٣٦) مكون من ثلاث خانات (خانة الآحاد (١) وفي خانة العشرات الرقم (٣) ثم خانة المئات وفيها رقم (٩). ومن ثم فإن كتابة الأرقام المسلسلة تكون ثلاثية الخانات بهذه الكيفية (١٠٠، ثم فإن كتابة الأرقام المسلسلة تكون ثلاثية الخانات بهذه الكيفية (١٠٠، ٣٠٠).
- ٢) قم بإغلاق عينيك ثم ضع إصبعك عشوائيًا على أية رقم في جدول الأرقام العشوائية (ملحق رقم ٦) ثم انظر إلى الرقم الذي عليه إصبعك. ولنفرض أن هذا الرقم (١٢٨) في الصف الخامس بالجدول من جهة اليسار هذا الرقم يعتبر في هذا المثال نقطة البدء في اختيار مفردات العينة على أساس ثلاثة شروط أساسية هي:
- (أ) لأن المجتمع الأصلي مكون من ثلاث خانات كما ذكرنا تقوم بتدوين الأرقام في الخانات الثلاث فقط من جهة اليمين للرقم في الجدول .
- (ب) ضرورة اختيار الأرقام ثلاثية الخانات بعد نقطة البدء وتكون قيمتها أقل من الرقم ٩٣٦ أو مساوية له. بمعنى آخر، استبعاد جميع الأرقام في الجدول بعد نقطة البدء والتي تزيد في قيمتها عن الرقم (٩٣٦).
- (ج) عدم تكرار أي رقم تم تدوينه مرتين أو تكراره على وجه العموم، ثم قم بتدوين (٣٥) رقماً (الأرقام الأقل أو المساوية للرقم ٩٣٦ بعد استبعاد خانة الآلاف من كل رقم) وستحصل على الآتى:

وفيما يلي أرقام بمفردات العينة:

190	409	102	٨٠٣	۸۰۱	۳۷۳	۱۲۸
٤٥١	٥٩٨	٤٧٤	٤٤١	V£0	118	14.
٤٧.	٤٦,	770	140	799	۸۳٤	٣١.
444	771	• £ £	777	• 9 ٨	ለለኘ	٨٥٢
19.	797	, , 0	711	911	२०१	٦٣٥

وفي المثال السابق كان حجم المجتمع الأصلي = ٩٣٦ رقمًا مكونًا من ثلاث خانات لذا أخذنا من الجدول – كما شرحنا – الأرقام الثلاثة بدءًا من خانة الأحاد في اليمين مع إهمال الرقم في خانة العشرة الآلاف، أما إذا كان المجتمع الأصلي مؤلفاً من أربعة خانات مثل ن = ٥٧٠ في هذه الحالة نأخذ – بالأسلوب والشروط التي ذكرناها في المثال السابق – الرقم رباعي الخانات كاملاً من الجدول (أرقام في مجموعات رباعية).

وتوجد طرق عديدة للحصول على العينة العشوائية البسيطة وحساب حجمها إحصائياً، شريطة أن يلم الباحث بكيفية حساب الخصائص الإحصائية للعينة. والأدوات الإحصائية الملائمة لحساب هذه الخصائص وارتباطها بخصائص المجتمع الأصلى الذي تم سحبها منه.

والخصائص الإحصائية تتمثل في:

- ۱) الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي ويرمز له إحصائيًا الرمز (σ) .
- التباين Variance للمجتمع الأصلي الذي يساوي مربع الانحراف (σ^2).
- The population proportion النسبة الحقيقية للمجتمع الأصلي (P).
 - ٤) عدد المشاهدات في المجتمع الأصلي (الحجم) ويرمز له (ن) أو (N)
- Sample estimate of the | اتقدير العينة لمتوسط المجتمع الأصلي population mean (M) أو (n).
 - ٦) عدد المشاهدات في العينة (حجم العينة) ويرمز له (ن) أو (n).
 - ٧) الانحراف المعياري لتوزيع العينة ويرمز له (S) أو (ع).
 - ٨) تقدير الخطأ المعياري Standard error لتوزيع العينة (SD).

Y العينة العشوائية المنتظمة Systematic sample:

يستخدم هذا النوع من العينات العشوائية فقط مع المجتمع الأصلي المتجانس نظراً لأن وحدات العينة المنتظمة تتوزع بانتظام على مستوى هذا المجتمع، كما أن جميع عناصر هذا المجتمع معلومة ولها احتمالية متساوية في الاختيار.

أيضاً في هذا النوع من العينات العشوائية لا يستخدم الباحث الجداول العشوائية بل يستخدم قائمة تتألف من جميع أفراد/ عناصر المجتمع الأصلي (إطار العينة) يتم اختيار المفردة الأولى عشوائياً بعد حساب فترة العينة العينة بقسمة حجم المجتمع الأصلي على حجم العينة

مثال:

أراد باحث سحب عينة عشوائية منتظمة حجمها (٣٠٠ مفردة) من مجتمع أصلي حجمه (١٥٠٠٠ فرد). فما خطوات سحب هذه العينة؟ الحل:

١- حساب فترة العينة من العلاقة الآتية:

٢- اختيار رقم في القائمة التي تضم أفراد المجتمع الأصلي، بطريقة عشوائية من رقم (١) إلى رقم (٥٠) (ويمكنك استخدام جدول الأرقام العشوائية ملحق رقم ٦) ولأن الاختيار العشوائي وقع على الرقم (٣٧). من ثم يصبح هذا الرقم هو المفردة الأولى في العينة.

٣- يقوم الباحث بإضافة فترة العينة (٥٠) إلى رقم المفردة الأولى وهو (٣٧) فتحدد بالتالي المفردة الثانية للعينة والتي ستكون (٨٧). ثم يكرر الباحث ما فعل في تحديد المفردة الثانية بإضافة ٥٠ إليها لتتحدد المفردة الثالثة ويستمر بشكل منتظم حتى يصل إلى المفردة الأخيرة للعينة وهي (٣٠٠) مفردة.

متى تستخدم العينة العشوائية المنتظمة:

تستخدم هذه العينة إذا كان حجم المجتمع الأصلي كبير جداً ولتوفير الوقت والتكاليف في اختيار عينة ممثلة لهذا المجتمع فمثلاً لو كان حجم المجتمع الأصلي مليون مفردة وأراد الباحث سحب عينة نسبتها ١٠% من هذا المجتمع، في هذه الحالة يصعب تماماً استخدام العينة العشوائية البسيطة ومن ثم يصبح من الأنسب والأسرع للباحث استخدام أسلوب العينة المنتظمة.

القيود التي يصعب معها استخدام العينة العشوائية البسيطة أو العينة المنتظمة:

توجد حالات عديدة يصعب معها على الباحث استخدام أي من الطريقتين السابقتين في اختيار العينة الممثلة للمجتمع الأصلي:

- ا) عدم وجود إطار للعينة يحد من إمكانية استخدام كل من العينة البسيطة والمنتظمة، ففى بعض البحوث الاجتماعية على سبيل المثال التي يتم إجراؤها على أطفال الشوارع أو على المتعاطين أو المرتشين ومن على شاكلتهم في مثل هذه الحالات يصعب تماماً إن لم يكن مستحيلاً وجود إطار للعينة ومن ثم لا يمكن سحب عينة عشوائية.
- ٢) في الحالات التي يسعى الباحث إلى التعرف على توجهات طوائف مختلفة من الناس داخل مجتمع ما (أى مجتمع غير متجانس). إذ يصعب في مثل هذه الحالات اختيار عينة ممثلة باستخدام أي من الطريقتين السابقتين، في مثل هذه الحالات يستخدم الباحث العينة العشوائية الطبقية.

"- العينة العشوانية الطبقية Stratified random sample

يستخدم هذا النوع من العينات عندما تكون الوحدات الفرعية -Sub population متباينة بشكل كبير. والطبقية تشير إلى عملية تجميع أعضاء/ عناصر المجتمع الأصلي إلى مجموعات فرعية متجانسة نسبيا قبل عملية المعاينة. وأن كل شريحة Strata داخل المجتمع تكون متصفة بالحصرية المتبادلية. بمعنى أن أي عنصر في المجتمع الأصلي يوجد بالضرورة في شريحة بعينها ولا يتكرر في شريحة أخرى ، أيضاً لا يمكن استبعاد أي عنصر من عناصر المجتمع الأصلي عند إجراء المعاينة، لذا فإن المعاينة العشوائية البسيطة أو المنتظمة تتم على كل شريحة على حدة، مما يؤدي إلى زيادة تمثيل العينة نظراً لتقليل خطأ المعاينة Sampling error. وتقوم فكرة العينة الطبقية على أن دقة البيانات المتحصل عليها من العينة تعتمد على حجم العينة وعلى عدم تجانس المجتمع الأصلي؛ لذا لزم زيادة الدقة من أجل تقليل تأثير عدم التجانس الذي يتصف به المجتمع الأصلي. وبأن يتم تجميع الأفراد الأكثر تجانساً - في هذا المجتمع - داخل مجموعات حسب الخاصية التي تهم البحث. ثم نعتبر كل مجموعة مجتمعاً مستقلاً أو في شرائح حصرية لأفرادها وكل شريحة منها على حدة، وتوجد ثلاثة مستويات من التوزيع الأفراد المجتمع الأصلي تنهض عليها أو على أساسها يتم اختيار العينة العشوائية الطبقية:

١] مستوى التوزيع المتساوي Equal allocation:

ويحقق أدنى مستوى للدقة في الاختيار. إذ يتم تقسيم عدد مفردات العينة الكلية على شرائح المجتمع الأصلي بالتساوي حتى لو كان هناك اختلاف في عدد الأفراد من شريحة لأخرى.

٢] مستوى التوزيع النسبي أو المتناسب Proportional allocation:

لتوضيح هذا النوع من التوزيع، نقول إذا كان المجتمع الأصلي حجمه المرد موزع على شرائح (الشريحة الأولى تضم ٥٠٠ فرد، والشريحة

الثانية ٣٠٠ فرد، والشريحة الثالثة ٢٠٠ فرد)، وكان حجم العينة ١٠٠ مفردة فإن التوزيع المتناسب يعني أن على الباحث سحب ٥٠ فردًا من الشريحة الأولى، و٣٠ فردًا من الشريحة الثالثة، أي الأولى، و٣٠ فردًا من الشريحة الثالثة، أي بالنسب ذاتها للأفراد في كل شريحة إلى الأخرى في المجتمع الأصلي. أي أن هذا المستوى بين التوزيع يستخدم كسر العينة Sample fraction.

٣] مستوى التوزيع الأمثل Optimum allocation أو غير المتناسب Disproportionate: في هذا التوزيع تكون كل شريحة متناسبة مع الانحراف المعياري لتوزيع المتغير. والعينات الأكبر حجماً تؤخذ من هذه الشريحة ولها التباين الأكبر لتحقيق أقل مستويات التباين لعملية المغاينة.

ويقوم التوزيع الأمثل على شرطين، أولهما: نسبة حجم العينة من المجتمع الأصلي. وثانيهما، عدم التجانس (أي التباين Variance). بمعنى أن يزيد الباحث من عدد أفراد الشريحة التي تتصف بالتباين الكبير بين أفرادها. ويعتمد الباحث في تقدير هذا على الانحراف المعياري كمقياس لعدم التجانس للشريحة وعندما يقوم الباحث بتصميم نموذج العينة الطبقية ، أيضاً، فعليه أن بتخذ الخطوات الآتية:

- ا تقدير المتوسطات الحسابية لكل شريحة من شرائح المجتمع الأصلي على حدة.
 - ٢) تقدير الانحراف المعياري (ع) لكل شريحة على حدة.
- ٣) بعد تقدير قيمة (ع) لكل شريحة يبدأ في وضع أوزان تبعًا لحجم الشريحة، ونسبته لحجم المجتمع الأصلي. ونضرب مثال لحجم العينة وكيف تكون نسبتها من حجم الشريحة داخل المجتمع الأصلي.

مثال: أراد باحث أن يسحب عينة ممثلة حجمها (٤٠ مفردة) من إجمالى العاملين بإحدى الشركات، والبالغ عددهم ١٨٠ مشتغلاً ويجىء توزيعهم على النحو الآتى شرط أن تكون العينة ممثلة للشرائح المختلفة وفق نسبتهم في قوة العمل.

ذكور ٩٠ عمل دائم .

ذكور ١٨ عمل مؤقت.

إناث ٩ عمل دائم .

إنات ٦٣ عمل مؤقت.

ونحصل على العدد المطلوب من كل شريحة بضرب عدد أفرادها في حجم العينة، مقسوماً على حجم المجتمع الأصلي وذلك على النحو التالى:

أنواع العينة العشوائية الطبقية:

تصنف العينات العشوائية الطبقية إلى نوعين أساسيين هما:

العينة الطبقية النسبية Proportional random sample:

يقصد بالطبقية النسبية أن يكون حجم العينة المأخوذ من كل شريحة متناسبًا مع حجم هذه الشريحة ذاتها. وأن يكون لكل شريحة كسر للعينة كما لغيرها من الشرائح داخل المجتمع الأصلي. وكما ذكرنا – فيما سبق – فإن اختيار العينة العشوائية سواء البسيطة أو المنتظمة يقوم على افتراض أن المجتمع الأصلي يتصف بالتجانس. وهذا الافتراض لا يتحقق في جميع

الظروف؛ نظرًا لوجود عدد كبير من المجتمعات لا تتصف بالتجانس. فماذا يفعل الباحث مع المجتمع غير المتجانس؟ يقوم بتقسيم هذا المجتمع إلى شرائح بما يضمن فرص احتمالية اختيار الأفراد الممثلين للشريحة كبيرة ومتساوية وفي الوقت ذاته مع كل شريحة من شرائح المجتمع الأصلي. فمثلاً في حالة مجتمع متجانس عقائديًا يكون في مقدور الباحث تقسيمه إلى شرائح: المسلمين، والمسيحيين، واليهود وغيرهم إن وجد. وعندما يقوم الباحث بهذا التقسيم الطبقي، فإن الفرص الاحتمالية لاختيار الأفراد الممثلين تعتبر كبيرة ومتساوية لكل شريحة. ففي العينة الطبقية لا يحدد الباحث الطبقة فقط، بل يستطيع أن يقرر أيضًا كم يبلغ عدد الأفراد في كل طبقة الذين سوف تتضمنهم العينة ويطلق على عملية اختيار الأفراد من كل طبقة وبفرص احتمالية متساوية عملية الجصص النسبية أو التقسيم النسبي. ومن ثم فإن العينة النسبية تشير ببساطة إلى أن كل شريحة أو طبقة تكون ممثلة في العينة بعدد من أفرادها يتناسب مع حجم أن كل الشريحة في المجتمع الأصلي.

مثال: لو افترضنا أن إجمالي الناخبين في مدينة المنصورة على سبيل المثال ينقسمون إلى شرائح وفقًا لانتماءاتهم الحزبية فكان ٤٠% من هؤلاء ينتمون لحزب الحرية والعدالة (طبقة أ)، و(٣٠%) لحزب النور (طبقة ب) و (١٥%) لحزب الوفد (طبقة ج)، و(١٥%) لحزب الكتلة (طبقة د)، فباستخدام عملية الحصص النسبية في اختيار عينة مكونة من (٢٠٠) ناخب مثلاً يكون الاختيار لهذه العينة على النحو التالي (٨٠) ناخبًا يتم اختيارهم من الطبقة (أ)، و(٢٠) فردًا من الطبقة (ب)، و(٣٠) من الطبقة (ج) ومثلهم من الطبقة (د).

والخطوة الثانية بعد ذلك أن يقوم الباحث باختيار عينة عشوائية من داخل كل طبقة من الطبقات الأربع وعادة تستخدم طريقة العينة العشوائية البسيطة في تحقيق تلك الخطوة الثانية (استخدام جدول الأعداد العشوائية).

مثال لاستخدام نسبة التمثيل في اختيار العينة:

يبلغ إجمالى عدد العاملين بإحدى الشركات الصناعية ٢٦٠٠ مشتغلاً موزعين حسب الموطن الأصلى إلى ثلاث شرائح هى:

المناطق الحضرية ٩٧٠ مشتغلاً المناطق الريفية ١٢٦٥ مشتغلاً المناطق البدوية ٣٦٥ مشتغلاً

والمطلوب سحب عينة عشوائية طبقية (درجة ثقة ٩٥% ونسبة خطأ ... Margin error %)

خطوات الحل:

- ١) تحديد حجم المعينة من الجدول رقم (٧) ملاحق.
 ٢) العينة = ٣٣٥ مفردة
- ٢) حساب نسبة التمثيل = حجم العينة حجم المجتمع الأصلى = ٣٣٥ ٢٦٠٨٤٢٢, = ٣٢٠، تقريبًا
- ٣) تحدید عینة کل شریحة = حجم الشریحة × نسبة التمثیل وفیما یلی
 حجم العینة کل شریحة علی حدة

عينة المناطق المضرية = ٩٧٠ × ١٢٦٠ مفردة

عينة المناطق الريفية = ١٢٦٥ × ١٠١٠ = ١٦٤,٥ ترفع إلى ١٦٥ مفردة

عينة المناطق البدوية = ٣٦٥ × ٣٦٠. = ٤٧,٥ ترفع إلى ٤٨ مفردة

إجمالي العينة ٣٣٩ مفردة

ثم يقوم الباحث باختيار عينة عشوائية من داخل كل شريحة باستخدام جدول الأرقام العشوائية رقم (٦) ملاحق.

ونتيجة لاستخدام العينة العشوائية من داخل كل طبقة، تظهر مشكلة في تحليل التباين، و ترجع في الواقع إلى سببين أو مصدرين، هما خطأ العينة داخل كل طبقة، ولوجود أخطاء بين الطبقات تتعلق بالأعداد النسبية التي وقع الاختيار عليها، ففي مثال تباين سكان المدينة وفقًا للعقائد الدينية، لا نتوقع حدوث خطأ في النقسيم الطبقي وفقًا لتباين العقيدة الدينية بل نتوقع الخطأ في صغر أو كبر حجم الطبقة خاصة إذا كان وجودها أقل عدديًا داخل المجتمع الأصلي، ويمكن في العينة الطبقية تلاشى التباين بين الطبقات ويتبقى فقط احتمال لوجود تباين داخل كل طبقة. فلو افترضنا أن الطبقة متجانسة تجانسًا كليًا ففي هذه الحالة يحصل الباحث على أدق النتائج وهذا ما لم تحققه العينة العشوائية البسيطة. ومن جهة أخرى لو كانت الطبقات غير متجانسة كما نتوقع دائمًا بمحض الصدفة، فإننا لن نجني شيئًا من عملية التقسيم الطبقي للمجتمع الأصلي. بمعنى آخر، لو كان التباين بين المجموعات صغيرًا إذا ما قورن بالتباين داخل المجموعات فإن العينة الطبقية تصبح عديمة الجدوى.

مثال:

أراد باحث سحب عينة عشوائية قوامها ١٠٠٠ مفردة ممثلة للعاملين من جنسيات مختلفة داخل إحدى الشركات متعددة الجنسيات العاملة في مصر وكانت قوة العمل مؤلفة من (٨%) آسيويين، (١٠%) أمريكان، (٧٧%) هولنديين، (٥٧%) مصريين. بالطبع لو حاول الباحث أخذ عينة عشوائية بسيطة ستفقد العينة الجنسيات منخفضة النسب المئوية والتي تشمل الأمريكان، والهولنديين، والآسيويين، ومن ثم تصبح العينة غير ممثلة، والطريقة الصحيحة لسحب العينة الممثلة في هذا المثال تكون عينة عشوائية طبقية بأن يقوم بسحب عينة عشوائية بسيطة من كل جنسية داخل المجتمع الأصلي بعد تحديد حجم كل منها. ويمكن تحديد الحجم على النحو التالى:

حساب الحجم الأمثل للعينة:

لحساب الحجم الأمثل للعينة بنبغي على الباحث تحديد حجم كل شريحة في المجتمع الأصلي (١٠). وتحديد التباين Variance، فالشرائح ذات التجانس الكبير بين أفرادها في الخاصية التي تهم البحث، يقوم الباحث بزيادة حجمها في العينة؛ ولتوضيح هذا نعطى المثال الآتى:

قام باحث بسحب عينة طبقية يبلغ حجمها (\sim) ٢٠٠ مفردة من النزلاء في أحد الفنادق بوسط القاهرة، والبالغ عددهم ١٥٠٠ نزيل من جنسيات أربع:

أ- عدد المصريين (١٨١)
$$= ...$$
 بانحراف معياري (ع) $= 1$ بانحراف معياري (ع) $= ...$ بانحراف معياري (ع) $= ...$ ج- عدد الأمريكيين (١٨٠) $= ...$ بانحراف معياري (ع) $= ...$

حساب الحجم الأمثل للعينة في ضوء عدم التجانس الذي يدل عليه قيم الانحراف المعياري (العينة الكلية تشمل جميع العينات) تستخدم المعادلة الآتية لتحديد الحجم الأمثل لكل شريحة.

$$0 \times 0$$
 الشريحة = 0×0 الشريحة 0×0 الشريحة = 0×0 الشريحة = 0×0 (ن 0×0) + (ن 0×0)

بتطبيق هذه المعادلة نحصل على حجم العينة لكل شريحة.

$$\frac{(1 \times 1 \cdot \cdot \cdot) \times 7 \cdot \cdot \cdot}{(1 \cdot \cdot \cdot) \times (1 \times 1 \cdot \cdot) + (1 \times 1 \cdot \cdot) + (1 \times 1 \cdot \cdot)} = 10$$

$$= \frac{15. \times 1.}{1000} = 0$$

.. الحجم الكلي للعينة (
$$\sim N + 1$$
 للحجم الكلي للعينة ($\sim N + 1$

إن أهم ما يمتاز به هذا النوع من العينات العشوائية، هو التأكيد على أن كل وحدة فرعية داخل المجتمع الأصلي تكون ممثلة في العينة وبالنسبة ذاتها التي تمثلها في المجتمع ويوجد شرط مهم عند اختيار العينة العشوائية الطبقية ويتمثل في ضرورة التأكد من الفصل وعدم التداخل بين الوحدات الفرعية

المكونة للمجتمع الأصلي عند سحب العينة، ويعتبر هذا الشرط الخطوة الأولى لسحب العينة، ثم نبدأ الخطوة الثانية بسحب عينة عشوائية بسيطة ممثلة لكل وحدة فرعية داخل المجتمع الأصلي.

ومن ثم تتعدد أطر العينة كما يمكن لها أن تنقسم إلى أطر فرعية منها ثم يتم اختيار عينة عشوائية بسيطة من كل إطار فرعى على حدة، ويكون حجم العينة العشوائية الطبقية الممثلة للمجتمع الأصلي محصلة مجموع العينات الفرعية الممثلة لشرائح المجتمع الأصلى.

مزايا استخدام العينة العشوائية الطبقية:

- ا) يفضل استخدامها إذا كان المطلوب هو التعرف على بعض مكونات المجتمع الأصلي وخصائصه بدقة لأن هذا النوع من العينات يتعامل مع كل جزئية في المجتمع الأصلى كما لو كانت مجتمعًا أصليًا مستقلاً.
- إن المشكلات التي قد تصاحب سحب العينة ستكون محدودة وقاصرة
 على جزئية من المجتمع الأصلى وليس على المستوى الشامل.
- ٣) إن أسلوب الطبقية يُحسِّن من تقدير الباحث لخصائص المجتمع الأصلي، وذلك بما يتيحه من تقسيم هذا المجتمع إلى مجتمعات فرعية أو شرائح متجانسة مما يحقق دقة كبيرة في تحديد حجم العينة الممثلة.
- أ من المنظور الإحصائي، فإن العينة العشوائية الطبقية دائمًا ما تسفر عن أقل تباين ممكن في حساب المتوسطات أو أي معاملات إحصائية أخرى ترتبط بالعينة.

ئـ العينة العنقودية: Cluster samples

تعتبر العينة العنقودية نوعًا من العينات الاحتمالية التي يتم سحبها على أساس الاختيار العشوائي للجماعات الموجودة في المجتمع الأصلي.

ويشير هذا النوع من العينات إلى أسلوب معاينة يتسم بالخصائص الآتية:

- (أ) تقسيم المجتمع الأصلي إلى عدد (ن) من الجماعات يطلق عليها "Clusters".
 - (ب) يختار الباحث عدد (√) من العناقيد تمثل العينة.
- (جـ) أن كل عنصر من المجتمع الأصلي ينتمي إلى عنقود واحد و لا يتكرر في عناقيد أخرى.

ولتوضيح المقصود بالعناقيد نقول مثلاً إن باحثًا أراد أن يختار مجموعة من الطلبة المتفوقين الإجراء دراسة عليهم في مدينة ما، ففي هذه الحالة يقوم الباحث بالخطوات الآتية:

- (١) الاختيار العشوائي للمدارس في هذه المدينة.
- (٢) الاختيار العشوائي للفصول داخل المدارس التي تم اختيارها.
- (٣) يقوم بسحب عينة ممثلة للطلبة المتفوقين من هذه الفصول المختارة.

مزايا وعيوب استخدام العينة العنقودية:

العينة العنقودية مزايا وعيوب شأنها شأن العينات العشوائية التي عرضنا لها سلفًا في هذا الفصل. كما أن هناك حالات يفضل معها استخدام هذا النوع من العينات على غيره من العينات العشوائية. ومن مزايا العينة العنقودية أنها تفضل في الحالات الآتية:

- أ- عندما يتعذر وجود قائمة تضم أفراد/ عناصر المجتمع المستهدف ولكن توجد قائمة كاملة بالتجمعات التي يعيشون/ يوجدون بها.
- ب- عندما يتعذر وجود قائمة تضم أفراد المجتمع الأصلي نظرًا التكلفة المالية العالية التي يتطلبها إعداد هذه القائمة. كأن يكون هؤلاء الأفراد مشتتين جغرافيًا، بحيث يحتاج إعداد قائمة تشملهم إلى وقت طويل وتكلفة عالية.

ج- عندما يكون المجتمع الأصلي مكونًا من عناقيد طبيعية موجودة مثل (المدارس - المستشفيات - المباني السكنية للمدينة...الخ) وأراد الباحث إجراء مقابلات مع الممرضات داخل عدد من المستشفيات، ففي هذه الحالة ،ماذا يفعل الباحث؟ منطقيًا ومنهجيًا يقوم أو لا باختيار عينة من المستشفيات (وهذا ما يعرف بالمعاينة العنقودية ذات المرحلة الواحدة) وبعد هذا يبدأ في إجراء مقابلات مع جميع الممرضات مثلاً - العاملات في غرف العمليات داخل كل مستشفى، وباستخدام العينة العنقودية، يستطيع القائم بالمقابلة إجراء العديد من المقابلات في يوم واحد داخل المستشفى. وهذه ميزة تفتقدها العينة العشوائية البسيطة التي تحتاج إلى أيام وأسابيع لإجراء مثل هذا العدد من المقابلات.

من جهة أخرى، يعيب عملية المعاينة العنقودية أن حجم العينة يكون ثابتا خلال عملية المعاينة. كما تكون أقل دقة مقارنة بكل من العينة العشوائية الطبقية.

أنواع العينات العنقودية:

(i) العينة العنقودية ذات المرحلة الواحدة: One – stage sample:
في هذه العينة يتم استخدام جميع العناصر لكل عنقود لجميع العناقيد
المختارة.

مثال (۱):

أراد باحث إجراء مقابلة مع ٢٠٠ مريض من المرضى المصابين بنقص المناعة الطبيعية (وهو ما يعرف بالإيدز) ولا يجد الباحث قائمة تضم الملفات الخاصة بكل مريض منهم. وليس أمامه إلا ٢٥ عيادة علاجية لهؤلاء إلا أنها تتتشر بشكل غير منتظم داخل مساحة جغرافية واسعة ويصعب الوصول إلى أية عيادة منها نظراً لوعورة الطرق الموصلة بينها. والباحث يعلم أن كل عيادة

تخدم ٥٠ مريضاً من المصابين بهذا المرض. فتوفيرًا للجهد والوقت والتكلفة المالية يستخدم الباحث العينة العنقودية باتباع الخطوات الآتية:

- () يقوم بسحب عينة عشوائية قوامها أربع عيادات فقط من العيادات الخمس والعشرين.
- ٢) يقوم الباحث بإجراء مقابلة مع جميع المرضى بمرض الإيدز المترددين لطلب العلاج من العيادات الأربع. ومن ثم يصبح حجم العينة العنقودية ٢٠٠ مريض.

مثال (٢) :

أراد باحث إجراء مسح على إحدى القرى، يبلغ عدد الأسر المقيمة فيها – أثناء إجراء المسح (١٠,٠٠٠) أسرة مدونة بسجل رسمي في قوائم وأراد الباحث اختيار عينة ممثلة لهذه الأسر قوامها (٢٥٠) أسرة.

هنا أمام الباحث طريقتان: إما أن يختار العينة المطلوبة باستخدام العينة العشوائية البسيطة. وهذه الطريقة سوف تحتاج وقتًا طويلاً وزيادة تكلفة المسح، والطريقة الثانية سريعة وأقل تكلفة وهي أسلوب المعاينة العنقودية.

خطوات اختيار العينة العنقودية من أسر القرية:

- تقسيم القرية ونجوعها إلى ٢٠٠ منطقة على سبيل المثال، بحيث يقيم في كل منطقة (٥٠) أسرة.
- يختار الباحث عشوائيًا باستخدام قوائم الأرقام العشوائية في اختيار هذه
 العينة خمس مناطق من هذه المناطق.
 - تطبيق المسح على جميع الأسر المقيمة في المناطق الخمس المختارة.

: Multi-stage sample العينة العنقودية متعددة الراحل

فى هذا النوع من العينات، بدلاً من استخدام الباحث لجميع العناصر في العناقيد المختارة، فإنه يختار بطريقة عشوائية عددًا من العناصر من كل عنقود ليتكون لديه في المرحلة الأولى: العناقيد المطلوبة، ثم يأتي القرار في تحديد

العناصر التي يراد اختيارها في المرحلة الثانية ويستخدم البحث هذا الأسلوب من وقت إلى آخر في حالة عدم وجود قائمة كاملة تضم جميع أفراد المجتمع الأصلى، وفي حالة ثانية عندما تكون هذه القائمة غير ملائمة للبحث.

مثال:

المسح الذي قامت به سعاد كامل رزق حول "القطاع غير المنظم في مصر: السمات الأساسية للمنشآت والمشتغلين". تم الاعتماد على أسلوب المعاينة العنقودية متعددة المراحل وذلك على النحو التالى:

المرحلة الأولى: ثم اختيار محافظة القاهرة لتمثيل المحافظات الحضرية ومحافظة الغربية لتمثل حضر وريف الوجه البحري، محافظة المنيا لتمثيل حضر وريف الوجه القبلي.

المرحلة الثانية: ثم اختيار خمسة أقسام من محافظة القاهرة تمثل وسط المدينة (قسم الجمالية) وشمالها (قسم عين شمس) وجنوبها (قسم حلوان) وشرقها (قسم مصر الجديدة) وغربها (قسم بولاق) ومن محافظة المينا تم الخربية، تم اختيار مدينة طنطا ومركز ريفي، ومن محافظة المينا تم اختيار مدينة المنيا ومركز ريفي.

المرحلة الثالثة: تم توزيع عدد المنشآت (٢% من إجمالي عدد المنشآت وفقاً لتعداد ١٩٨٦ على الأقسام المختارة باحتمال يتناسب مع عدد المنشآت في كل قسم أو مركز.

مرحلة إعداد إطار للمنشآت العاملة في المناطق المختارة تمهيدًا لجمع البيانات: فقد تم تحديد الشياخات والقرى المختارة ثم تم حصر وترقيم الطرق بها وفقًا لأسلوب العمل بالتعددات العامة، كما تم ترقيم المنشآت العاملة داخل الشياخات والقرى المختارة بالكامل لإعداد إطار كامل وحديث لها(*).

^(*) انظر سعاد كامل رزق: "القطاع غير المنظم في مصر: السمات الأساسية للمنشآت والمشتغلين" دراسات اقتصادية، مركز البحوث والدراسات الاقتصادية والمالية، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة، العدد ٢٨، يوليو ٢٠٠٣، ص ص٧-٨.

مثال رقم ٢:

إذا أراد باحث أن يختار عينة من الطلاب المبدعين في مدينة ما فما عليه إلا أن يقوم بالآتي:

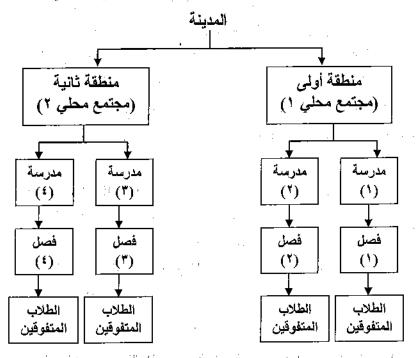
المرحلة الأولى: اختيار عشوائي لمنطقتين بالمدينة.

المرحلة الثانية: اختيار عشوائي لأربع مدارس من كل منطقة مدرستين.

المرحلة الثالثة: الاختيار العشوائي للفصول داخل هذه المدارس

المرحلة الرابعة: سحب عينة ممثلة. الطلاب المتفوقين ويوضح الشكل رقم (١) المراحل المختلفة للاختيار.

وفي ضوء ما سبق يتم سحب العينة العنقودية متعددة المراحل على أساس الاختيار العشوائي للجماعات الموجودة فعلاً بالمجتمع الأصلي.



شكل رقم (١) وضيحي يوضح خطوات اختيار العينة العنقودية متعددة المراحل

ملحوظة مهمة: يمكن القول من خلال تناولنا لكل من العينة الطبقية والعينة العنقودية إن هناك تشابها كبيرًا بينهما من حيث المعاينة، وهذا صحيح إلى حد كبير. أما الاختلاف الجذري بينهما فهو أنه في العينة الطبقية يتم سحب عينة عشوائية من جميع شرائح المجتمع. بينما في العينة العنقودية تقتصر المعاينة على العناقيد المختارة فقط سواء كانت العينة العنقودية ذات مرحلة واحدة أو متعددة المراحل.

كذلك من الخصائص الأساسية العينة العنقودية، أن العناصر داخل أي عنقود غير متجانسة ولكن تبقى خاصية أساسية تتمثل في التجانس بين متوسطات العناقيد.

ه معاينة المنطقة أو المعاينة المساحية Area sampling :

تعتبر معاينة المنطقة نوعًا من العينة العنقودية وتعرف في الولايات المتحدة بمعاينة التجمعات السكنية Block sampling. ويستخدم هذا النوع من المعاينة في المجتمعات التي تفتقر إلى بيانات إحصائية سكانية. إذ يقوم الباحث بجمع البيانات مباشرة من المنطقة (رفع المنطقة ميدانيًا) حول جميع السكان المقيمين بها وخصائصهم، وجميع الوحدات المعيشية، والوحدات الأخرى العاملة في حدود النطاق الجغرافي المنطقة قيد البحث.

وفي هذا النوع من المعاينة، يتم سحب العناقيد Clusters من الخرائط الجغرافية وليس من خلال بناء نظري يحدد هذه العناقيد.

٦- العينة متعددة الأوجه Multi phase sample:

يقصد بالعينة متعددة الأوجه أن يقوم الباحث باختيار عدد من الحالات من عينة ممثلة سبق له سحبها من المجتمع الأصلي بهدف الحصول على بيانات أكثر تفصيلاً عن الظاهرة قيد الدراسة، فمثلاً قد يقوم الباحث بإجراء دراسة على المترددين على الوحدة الصحية في قرية ما لمعرفة رأيهم في فاعلية الوحدة في مواجهة الأمراض التي يعاني منها المترددون. ثم يقوم الباحث باختيار بعض حالات من العينة العشوائية الممثلة للمترددين بهدف التعرف على نوعية الخدمة

المقدمة إلى المرضى أصحاب الأمراض المزمنة دائمي التردد على الوحدة المقدمة إلى المرضى الصحية وبشكل منتظم.

وكمثال آخر: إذا أراد باحث أن يعرف أكثر أنواع الصحف انتشارًا وطلباً من جانب جمهور منطقة سكنية ما. يقوم الباحث باختيار حالات من عينة ممثلة لهذا الجمهور لمعرفة أي المقالات أكثر تفضيلاً لدى القراء ويحرصون على قراءتها عن غيرها.

ملحوظة: هناك فرق واضح بين العينة متعددة المراحل والعينة متعددة الأوجه، ففي العينة متعددة المراحل تختلف وحدة العينة من مرحلة لأخرى، مع ثبات وحدة هدف البحث كاختيار عينة من الأحياء ثم عينة من الشياخات للأحياء ثم عينة من أسر هذه الشياخات – ثم عينة من أفراد هذه الأسر.

.

الفصل السابع العينات غير العشوائية

مقدمة:

استكمالاً للفصل السابق، تركز المناقشة في هذا الفصل على تناول العينات غير الاحتمالية (غير العشوائية) التي يلجأ الباحث إلى استخدامها في حالة تعذر حصوله على إطار للعينة، أو عندما يكون المجتمع الأصلى مشتتًا، مما يجعل من الصعب الوصول إليه. وكذلك في حالة أن يكون المجتمع غير معلوم.

ونتمثل المشكلة المنهجية التي تواجه الباحث عند استخدامه للعينات غير الاحتمالية في عدم تعميم نتائجها على المجتمع الأصلى الذي سحبت منه العينة.

وبناء على ما سبق، تنقسم المناقشة حول العينات غير الاحتمالية في هذا الفصل إلى المحاور الآتية:

أولاً: أنواع العينات غير الاحتمالية وطرق اختيارها.

ثانياً: مصادر الخطأ في العينة.

أولاً: أنواع العينات غير العشوائية (غير الاحتمالية) وطرق اختيارها:

تعرف العينات غير الاحتمالية بأنها العينات التى لا يستدل من خصائصها على المعالم العامة للمجتمع الأصلى المسحوبة منه. ومن ثم لا يقبل تعميم نتائجها. وأن هذا النوع من العينات أقل تكلفة مالية عن العينات الاحتمالية. ولذا يجب على الباحث الذي يستخدم العينة غير الاحتمالية توخى الحذر في إجراء المعاينة. وينطبق هذا النتبيه حتى على من يستخدمون العينات الاحتمالية حتى لا تتحول – بسبب أخطاء في خصائص المعاينة – إلى عينات

غير احتمالية. ومثال هذا في مسوح الرأى العام التي تقوم بها أو تكون تحت إشراف أجهزة أو شركات خاصة، إذ يمكن أن تتحول العينة من العشوائية إلى الاختيار الذاتي، أي تصبح العينة Self-selected sample بسبب اتصاف عملية المعاينة بما يعرف بخطأ الاختيار الذاتي Self-selection error الذي لا يجعل العينة الاحتمالية ممثلة للمجتمع الأصلي.

وعلى صعيد آخر، قد يجد الباحث نفسه مضطرًا لاستخدام العينة غير الاحتمالية نظرًا لأن المجتمع الأصلى غير معلوم. أو أن يتعذر على الباحث الحصول على إطار كامل وحديث لهذا المجتمع. فمثلاً، لو أراد باحث أن يدرس الأفراد الذين هم بلا مأوى داخل المجتمع. فمثل هؤلاء لا يوجد لهم حصر أو بيانات رسمية مما يضطر الباحث إلى استخدام العينة غير الاحتمالية.

المانينة التاحة Availability Sample العينة التاحة

قد يطلق على هذا النوع من العينات غير الاحتمالية عينة الصدفة Chance sample. ويشاع استخدام هذه العينة في وسائل الإعلام المقروءة والمسموعة لاسيما المرئية كالتليفزيون، عندما ينزل المذيع التليفزيوني للشارع لأخذ رأى بعض المارة في الشوارع حول قصية عامة مثل قانون الخلع. فإن من يلقاهم ويأخذ برأيهم حول هذه القضية – مثلاً – يكون عددهم قليلاً جدا بالنسبة للمصريين. ومن ثم لا يمكن تعميم ما يجمعه المذيع من آراء على المجتمع المصري. كما قد يحدث التحيز حتى في طريقة اختيار المارة. فقد يختار أفرادًا عاديين ويتجنب كبار السن أو الفقراء المعدمين ورأيهم مهم في قضية عامة تمسهم بشكل مباشر.

فى هذا النوع من العينات قد يستخدم المديع التليفزيونى الفئات التى يسهل حصوله على آرائهم كالمترددين على أحد المجتمعات التجارية الضخمة Malls، أو عدد من الأصدقاء، وأحيانًا يستخدم الإعلام المقروء كالصحف والمجلات هذا النوع من العينات المتاحة. وكمثال لهذا النوع، عندما تطلب

جريدة بومية من قرائها الإجابة على صحيفة الاستبانة أو مجموعة من الأسئلة الواردة في إحدى صفحاتها وإرسال ردود هؤلاء القراء على رابط إلكترونسي الجريدة. في هذا المثال، لا يمثل قراء الجريدة مهما كانت سعة انتشارها المجتمع الأصلى بأفراده. لأن من يقرأ الجرائد شريحة محدودة جدًا من هذا المجتمع لأسباب عدة. كما أن من بين قراء هذه الجريدة من يرفض ومن لا يهتم بأن يجيب على هذه الأسئلة. ومن ثم لا يمكن أن تعلن الجريدة أنها استطلعت رأى الشعب. لأن نتائج مثل هذه العينة غير الاحتمالية لا يمكن تعميمها – حول قضية عامة بعينها – على المجتمع (205 - 204 : 1997).

٢ـ العينة العمدية أو القصدية Purposive sample:

يختار الباحث هذه العينة ممن يعتقدهم أنهم ملائمين لما يهدف إليه مسن وراء إجراء الدراسة أو البحث، ويعتمد الباحث – في تصميم هذه العينة على رؤية خبير أو أكثر عند اختياره لمفرداتها، أو أن يتم اختيار هذه المفردات وفق هدف بعينه في ذهن الباحث، وتستخدم هذه العينة بشكل أساسي في حالة وجود عدد محدود من الأفراد الخبراء داخل المجتمع، النين لديهم خبرة ودراية بالقضية أو بالموضوع المستهدف من البحث، ونعطى فيما يأتي أمثلة لهذا النوع من العينات.

- مثال (١): عندما يريد الباحث باستخدام أداة تحليل المضمون التعرف على التوجه الثقافي نحو المرأة من بين ما تقدمه المجلات النسائية (المهتمة بشئون المرأة) الشهيرة وكثيرة الانتشار والتوزيع في المجتمع.
- مثال (٢): يستخدم الباحث هذه العينة عندما يصعب عليه إجراء بحث على أعضاء المجتمع في مجتمع متخصص أو في حالة عدم وجود قائمة أو أن يكون المجتمع غير معلوم. كأن يحاول الباحث أخذ عينة من الطلبة المدمنين للهروين داخل الجامعة. في هذه الحالية، يلجئ الباحث للمعلومات الذاتية حول هؤلاء من مصادرها المعروفة كالأماكن التي

يمارس فيها تعاطى المخدرات ومن المشرفين عليها، أو الذين يوفرون للطلبة وغيرهم شراء وتعاطى هذه المخدرات. وباستخدام الأصدقاء ورفقاء السوء للمتعاطين. كما يلجأ الباحث للخبراء المهتمين بهذا النوع من القضايا والجرائم المرتبطة بها كضباط البوليس (شرطة مكافحة المخدرات)، أيضًا يقوم الباحث بعقد مقابلات ولقاءات مع من هم فى السجون من المشتغلين بتهريب وترويج المخدرات وأساليب نشرها بين طلبة الجامعة على وجه الخصوص. كل هذه الوسائل التي يلجأ إليها الباحث تكوِّن له قاعدة من المعلومات تمكّنه من تحديد حجم لعينات غرضية.

مثال (٣): الحالة التي يهدف الباحث إلى تنميط حالات خاصة من المجتمع من أجل إجراء دراسة متعمقة In-depth study. كأن يحاول استخدام جماعة بؤرية A Focus group للتعرف على توجهات الطبقة العاملة نحو المشاركة السياسية..

٣ـ عينة الحصة الطبقية Stratified quota sample:

يماثل هذا النوع من العينات غير الاحتمالية العينات العشوائية الطبقية من حيث تقسيم العينة الأساسية إلى عينات أصغر. إلا أن الفرق الأساسى بين النوعين أن عينة الحصة الطبقية لا يتم اختيارها بطريقة عشوائية. ولبيان وشرح خطوات المعاينة لهذا النوع من العينات غير الاحتمالية، نأخذ المثال الآتى:

مثال: أراد باحث أن يتعرف على السلوك الانتخابي لدى شرائح عمرية مختلفة ووفقاً لمتغير النوع (ذكور – إناث) واختيار عينة حصة طبقية. واتخد الخطوات الآتية:

أ) قرر اختيار عينة حجمها (١٠٠ فرد) تضم ذكورًا وإناثًا. ثم قام بتقسيمهم الى فئات (عينات فرعية) وفق الشريحة السنية بنسب مئوية تناسب

نسبتهم في المجتمع الأصلى (أي تكون عينة طبقية ممثلة). من ثم جاءت العينة نضم أربع عينات فرعية وفق السن والنوع على النحو الأتى:

إناث	العينة الفرعية	ذكور	العينة الفرعية	الفئة العمرية
٤٠	(٢)	٤٠	(1)	(7£ - 1A)
10	(5)	٥	(٣)	(To +)

 $\frac{(z)}{||\mathbf{h}_{\mathsf{case}}|| \geq (z)} = \frac{(z)}{||\mathbf{h}_{\mathsf{case}}||}$

- ب) لسحب هذه العينة وفق النسب التي تتصف بها، توجه الباحث إلى إحدى مراكز التسوق التجارية الضخمة، ليسأل المتسوقين بداخله ممن تتوفر فيهم خصائص العينة عن السلوك الانتخابي.
- ج) مراعاة العدد المحدد في كل عينة فرعية ولا يزيد عليه. فالعينة الفرعية الأولى تضم (٤٠) رجلاً من الفئة العمرية (١٨ - ٦٤). فما إن ينتهي الباحث من سؤال أربعين من المتسوقين من هم في هذه الفئة العمرية. يبدأ في العينة الثانية التي تضم ٤٠ إناتًا. فيختار أربعين فتاة وسيدة فقط لسؤالهن. وهكذا حتى تكتمل لدى الباحث العينات الأربع بإجمالي عينة كلية = ١٠٠ فرد.
- د) يقوم الباحث بتسجيل ردود أفراد كل عينة فرعية في ملف خاص بها، إلى أن تصبح العينة المسحوبة ممثلة للمجتمع الأصلى. ولكن هل هذه العينة الحصية الطبقية ممثلة بالفعل للمجتمع الأصلى مثلها مثل لو تم سحب عينة طبقية عشوائية؟ الجواب: أن الاختيار الذي قام به الباحث في سحب العينة أو تكوينها لا يتصف بالعشوائية الحقيقية. لأن الباحست عندما أراد سحب هذه العينة توجه إلى إحدى المراكز التجارية حيث يتسوق بداخله أعداد كبيرة من الأفراد على أختلاف أعمارهم وتباينهم حسب النوع في يوم معين، وفي زمن معين. وهذا العدد من المنسوقين ليس ثابتاً في كل يوم، حتى أنه يكون مختلفًا خلال ساعات النهار والليل.

ومن ثم فهذه العينة ليست عشوائية بشكل كامل رغم الالترام بالنسب المئوية في توزيع مفردات العينة لتكون ممثلة للمجتمع الأصلى.

٤ عينة كرة الثلج The snowball sample:

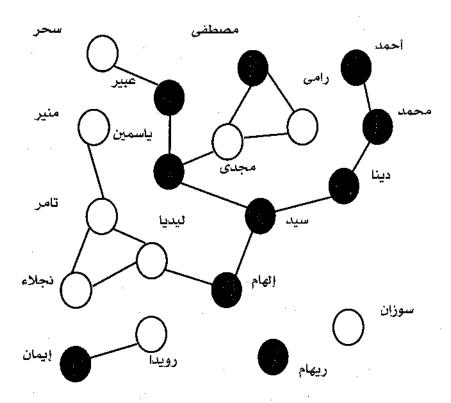
فى البحوث السوسيولوجية والإحصائية تمثل معاينة كرة الثلج، أسلوبًا منهجيًا الغرض منه إيجاد عينة بحثية إذا تعذر على الباحث وجود إطار للعينة وفى دراسة ميدانية وزيادة معلومات متاحة فى البداية حتى تصبح كافية وذات فائدة للدراسة الميدانية.

ويطلق على العينة التي يتم التوصل إليها باستخدام هذا الأسلوب عينة كرة الثلج. لأنها تشبه ما يحدث لكرة صغيرة من الثلج – (المعلومات القليلة المتاحة في البداية) - إذا ما تدحرجت على سطح من الثلج فتلتحم هذه الكرة بأخرى ثم بأخرى حتى يبدأ حجم الكرة الأصلية في التضخم وتكتسب حجمها الكبير بشكل نهائي. وبالمثل، يبدأ الباحث في اختيار فرد أو أكثر (عدد قليل) ممن يرى فيهم من إلمام أو معرفة بآخرين ثم يجلب هـؤلاء الآخـرين أفـرادًا غيرهم. وهكذا تستمر العملية حتى يكتمل حجم العينة التي يراها الباحث ملائمة لمشكلة الدر اسة. ومن أمثلة المجتمعات غير المعلومة التي لا يتوافر لها إطار عينة، المتعاطون لمخدر الهيروين والموزعون لها، والمرتشون، والمهاجرون غير الشرعيين داخل دولة بعينها. في مثل هذه المواقف يستخدم الباحث أحد أفراد المجتمع المستهدف فيدله على من اديه معرفة بهذا الموضوع (مشكلة الدراسة) ثم يقوم هذا الأخير بذكر أسماء من لديهم ممارسة أو دور في القضية - قيد الدراسة (المرتشين مثلاً). وقد يقوم هذا الأخير أو من يدل عليه بجمع أصدقاء ومعارف له ممن يرتشون. وهكذا حتى يكتمل حجم العينة ويصل حجم كرة النتاج إلى منتهاه. ويتحقق هذا بتوقف تدفق معلومات جديدة حول موضوع الدر اسة.

مثال: إذا أراد باحث أن يدرس أنماط الاستهلاك لدى الأسر الفقيرة المقيمة في إحدى المناطق السكنية بمدينة القاهرة. فيبدأ بمقابلة إحدى الأسر وفي نهاية المقابلة يطلب من الأسرة تحديد أسرة أخرى لها نفس الظروف الاقتصادية والاجتماعية وعلى استعداد أن تتعاون مع الباحث، ويكرر نفس الإجراء حتى يحصل على العينة المطلوبة.

وأحياناً قد يكون الباحث شغوفًا بدراسة شبكة متداخلة من العلاقسات وطبيعتها سواء بين الأفراد أو بين المنظمات، فقد تكون هذه العلاقسات بين مجموعة من العلماء حول العالم يبحثون قضية معينة أو أعضاء في منظمة إجرامية سرية. وهذه العلاقات قد تكون في شكل علاقسات مباشرة أو غير مباشرة بين الفرد والآخر أو بين الننظيم وغيره من التنظيمات. وليس شرطاً في هذه الحالات أن يكون كل شخص يعرف أو يتفاعل أو يتأثر بشكل مباشر في علاقته بالآخر داخل هذه الشبكة. وفي هذه الحالة يستخدم الباحث السوسيوجرام، وذلك بأن يرسم شكلاً مكوناً من دوائر بينها خطوط تمثل الاتصالات بحيث تمثل كل دائرة شخصاً، والخطوط تمثل العلاقات أو أي نوع من أنواع الاتصالات بين طرفين أو أكثر بشكل مباشر أو غير مباشر. ويمكن أن يستخدم الباحث في العلاقات المباشرة دائرة بلون معين أو شكل معين بينما يستخدم لوناً مخالفا أو شكلاً هندسيًا للفرد أو الحالة التي تكون الصلة بينها وبين الحالة الأولى التي بدأ الباحث الاتصال أو المقابلة.

ويوضح السوسبوجرام التالي شبكة العلاقات المباشرة وغير المباشرة:



شكل رقم (١) سوسيوجرام يوضح علاقات الصداقة

متال: أراد باحث دراسة شبكة علاقات الصداقة بين مجموعة من الشباب في إحدى المجتمعات المحلية. ففي هذه الحالة يقوم الباحث باختيار ثلاثة من هؤلاء الشباب لا يعرف أحدهم الآخر، ويقوم كل واحد من هؤلاء الثلاثة بتسمية أربعة من الشباب يرتبطون معهم بصداقة قوية ويقبلون التعاون مع الباحث. ثم يقوم الباحث بالتوجه إلى هؤلاء الأربعة المختارين ويسأل كل منهم أن يحدد أربعة آخرين من أصدقائه المقربين. ثم يذهب الباحث إلى هؤلاء الجدد من السباب ويكرر معهم ما يفعله مع من سبقوهم باختيار أربعة أصدقاء لهم وهكذا. ومن ثم يحصل الباحث على عدد كبير من الأقراد في العينة ويكون كل شخص في هذه

العينة على علاقة مباشرة أو غير مباشرة مع الحالات الثلاث الأساسية التى بدأ الباحث فى مقابلتها أول الأمر. وقد يحدث أن يتوقف الباحث عن السوال إذا انتهى المبحوثون أو توقفوا عن إعطاء أسماء أصدقاء جدد لهم وهكذا. وبهذا ينتهى ما تعرف بشبكة الاتصالات وتتكون عينة الكرة الثلجية بانتهاء توفر بيانات جديدة حول موضوع الدراسة.

مميزات عينة كرة الثلج:

لعينة كرة الثلج مميزات عديدة من أهمها أنها تتيح:

- (١) للباحثين العثور على أفراد غير معلومين لهم من المجتمع الأصلى.
- (٢) فرصة جيدة لتوفير الخبراء والمتخصصين والمفاضلة بينهم لاختيار الأكثر ملاءمة لأهداف الشركات الصناعية العملاقة في مجالات الهندسة الطبية والعاملة في مجالات التقنية فائقة المستوى على وجه الخصوص. إذ تبدأ إحدى هذه الشركات في دعوة خبراء Experts في مجال منتج مستهدف لها. وبعد أن تقوم هذه الشركة بجمع معلومات متخصصة حول هذا كمنتج، تطلب من هؤلاء الخبراء الاتصال بنظائرهم من الخبراء في المجال المستهدف ذاته وفي مختلف البلدان في العالم. ثم تقوم بتكرار طلب خبراء آخرين حتى تتوصل إلى من يمتلك مستوى الخبرة المنشودة و تحقق من وراء الاستفادة منها أفيضل منتج مستهدف. ثم تقوم بالتعاقد معهم للالتحاق بالعمل داخل الشركة. وفي هذه الحالة تبرز أهم ميزة لاستخدام الشركات أو رجال الأعمال في مختلف مجالات النشاط الاقتصادي أمهر الخبراء بما يضمن لها أن تتصدر المنافسة العالمية بين الشركات المناظرة لها في مجال النشاط الاقتصادي.

أوجه القصور في عينة كرة الثلج:

1) يمثل التحيز أكبر مشكلات هذا النوع من العينات. هذا لأن العناصر لا يتم اختيارها عشوائيًا ولكنها تعتمد على الاختيارات الذائية لمن يتم اختيارهم في المرة الأولى ولذلك يصعب التعميم من العينة على المجتمع الأصلى.

- إن عينات الكرة الثلجية تتصف بالتحيز فيما يتعلق بالأفراد وعلاقاتهم فيما
 بينهم، ومن ثم يغلب على شبكة العلاقات المبالغة في قوة هذه العلاقات.
- ٣) إن العينة بهذه الطريقة تغفل الأشخاص المنعزلين أجتماعيًا، وهم الذين لا يرتبطون بشبكة من العلاقات الاجتماعية مع رفقاء مماثلين لهم فى النشاط المستهدف للبحث، أو يميلون بطبيعتهم للعزلة الاجتماعية عن الآخرين.
- ٤) قد تكون معاينة كرة الثلج غير صحيحة وقد تعطى نتائج متباينة وغير دقيقة.
- إن تحقيق النجاح يتمثل في المحافظة على أو ضمان سريان وتدفق المعلومات داخل الجماعة المستهدفة وهي عملية تستغرق وقتًا طويلاً و تكلفة عالية.

ه عينة شبكة العلاقات الكثيفة:

تعتبر هذه العينة تطويرًا لعينة كرة الثلج لتقليل مصادر التحيز بها. وهذا النوع المنطور من عملية المعاينة يجمع بين عملية معاينة كرة الثلج والنموذج الإحصائي Statistical model خلال مرحلة من مراحل هذه المعاينة على النحو الذي سينضح من خلال الأمثلة التي سنتناولها بالشرح. ويتم تصميم هذا النموذج بالكيفية التي تسمح بإعادة تصميم أي جزء من عملية المعاينة لاستخلاص العوامل التي لا تتصف بالتحيز ويكون لها مستويات معلومة من الدقة. (Heckathorn, 2002: 2)

وإذا كانت العينات غير الاحتمالية يشاع استخدامها في الدراسات الاستطلاعية، إلا أنه مع زيادة أعداد المتعاطين للمواد المخدرة، والمصابين بالإيدز – عالميًا – والمشردين في المدن بلا مأوى، وفئات أخرى رغم صحغر حجمها جداً بالنسبة للمجتمع؛ إلا أنها بانت تمثل خطورة على هذا المجتمع وموارده البشرية الشابة. لذا تهنم مراكز البحوث العالمية بدراسة هذه المجتمعات الفرعية صغيرة الحجم وغير المعلومة. وهذه المجتمعات يصعب تمامًا أن يكون

لها إطار يمكن سحب العينة العشوائية منه باستخدام عينة شبكة الاتصالات الكثيفة. ويرجع إلى عالم الاجتماع الأمريكي دوجلاس هيكاثورن Douglas الكثيفة. ويرجع إلى عالم الاجتماع الأمريكي دوجلاس هيكاثورن Heckathorn وزميله جون جيفري Joan Jeffri وزميله جون جيفري المبحوثين في دراستهما على عازفي موسيقي الجاز العلاقات الكثيفة من جانب المبحوثين في دراستهما على عازفي موسيقي الجاز Jagg artists (Musicians) بالولايات المتحدة الأمريكية عام ٢٠٠١.

وننهض الفكرة المحورية لهذه العينة على أن التقديرات Estimates لا تأتى من نسب العينة بل تأتى من خلال شبكة اتصالات واسعة للمبحوثين أنفسهم مع غيرهم من الزملاء والأصدقاء الذين يجمعهم مشكلة البحث التى يسمعى لدراستها. وينهض النموذج الإحصائي على ضوابط محددة واستخدام أدوات متنوعة بما يضمن التقليص الكبير للتحيز في عملية المعاينة وفيما يلى عرض.

الدراسة الأولى:

در اسة نوعية حياة عازفي موسيقي الجاز في العمل، وقد أجريت في الولايات المتحدة الأمريكية عام ٢٠٠١.

حيث قام هيكاثورن وجيفرى في دراستهما الحصرية لنوعية حياة عازفي موسيقي الجاز في العمل بسحب عينتين من هؤلاء: العينة الأولى تسم سحبها من قائمة العضوية list بالاتحاد الأمريكي للموسيقين Membership list بالاتحاد الأمريكي للموسيقين (AFM) American Fedration of Musicians في نيويورك، وسان فرنسيسكو، نيوأوليانز، ودترويت (أي من أربع مناطق). ثم قاما بسحب عينة كثيفة الاتصالات لعازفي موسيقي الجاز في المناطق الأربع ذاتها، ليست لهم قائمة تضمهم بالاتحاد الأمريكي للموسيقيين (مجتمع غير معلوم).

بالنسبة للعينة الأولى كان تحديد أو اختيار عازفى موسيقى الجاز من القائمة من خلال إجابة كل عضو من أعضائها على هذا السؤال: هل عملك الدائم عزف موسيقى الجاز أم الغناء عليها؟

أما بالنسبة لعينة الاتصالات الكثيفة فإن كل عازف موسيقى للجاز يتحدد من خلال إجابته - باستخدام المقابلة The interview على الأسئلة الستة الآتية والتي أعدها القائمان بالدراسة:

- ١- هل تعتبر نفسك من عازفي موسيقي الجاز؟
- ٢- هل اكتسبت ما يزيد على ٥٠% من دخلك الشخصى خلال الستة أشهر الأخيرة قبل المقابلة من العزف على أدوات موسيقى الجاز أم من خلال ممارسة أنشطة مرتبطة بالعزف؟
- ٣- هل شاركت فعليًا مع أو ضمن فرقة عزف موسيقى الجاز عشر
 مرات على الأقل خلال السنة الأخيرة؟
- ٤ هل قمت بتأليف قطع موسيقية من موسيقى الجاز وكان لها شهرة ومسجلة باسمك خارجيًا أو على مستواك الشخصي؟
 - ٥- هل يشغل عزفك موسيقي الجاز أكثر من ٥٠% من وقتك؟
- ٦- هل قمت بعزف موسيقى الجاز بمفردك أو مع فرقة موسيقية على
 الأقل عشر مرات مقابل أجر؟

ابتدأت الدراسة بالاستعانة بمنسق المدينة City co-ordinator في توجيه الدعوة إلى ما بين ستة إلى سبعة من عازفي موسيقي الجاز في كل منطقة مسن المناطق الأربع كي يساعدوا في بدء الدراسة. ولا يشترط في اختيار هولاء الموسيقين أو العازفين الجاز أن يكونوا مشهورين في مجالهم بل يكفي أن تكون لديهم علاقات قوية وكثيفة بنظرائهم من العازفين. لأن السمة الأساسية للعينة تعتمد على قوة وكثرة علاقات المبحوثين داخل مجتمع الدراسة.

ثم فى الخطوة الثانية قام القائمان بالبحث بإجراء مقابلة مع هؤلاء الموسيقيين الستة أو السبعة الذين قبلوا التعاون مع الباحثين. وقاموا بالإجابة على الأسئلة الستة. ثم وقع الاختيار عليهم وأصبحوا بمثابة مصدر أساسى لجلب مزيد من الموسيقيين الآخريين لإجراء الدراسة عليهم أى أنهم يعدوا النواة الأساسية للعينة (Seeds).

فى الخطوة الثالثة تم إعطاء كل موسيقى من هؤلاء الموسيقين (المكونين للنواة الأساسية Seeds) أربعة كوبونات ذات لون واحد يميزه عن غيره. وتسم إعطاء كل موسيقى منهم حافز مادى متواضع قدره عشرة دولارات أمريكية. ثم طلب من كل موسيقى أن يُحضر أربعة موسيقيين ممن يعرفهم فى المنطقة بواقع كوبون لكل موسيقى يستقدمونه للدراسة. هذا مقابل ١٥ دولارًا لكل كوبون يستم ارتجاعه وحضور صاحبه للدراسة. وبهذه الطريقة كان كل موسيقى يتكسب فى الدراسة فى حدود ٧٥ دولارًا. ثم يتم تكرار هذه العمل باتباع الخطوات ذاتها حتى تتكون مجموعات ذات علاقات متشابكة سواء بين أفراد كل مجموعة وأخرى. مع ضرورة التأكد من عدم حدوث تحيز نتيجة بين أفراد كل مجموعة وأخرى. مع ضرورة التأكد من عدم حدوث تحيز نتيجة احتمال تكرار وجود الموسيقى الواحد فى أكثر من مجموعة. كذا تتعدد ألوان الكوبونات والالتزام بالمقابلة فى كل مرة حتى تتكون العينة بالحجم المستهدف.

وحجم العينة في هذا النوع من العينات غير الاحتمالية = عدد الموسيقيين الذين يكونون النواة الأساسية + عدد أصحاب الكوبونات من أصدقائهم وزملائهم من الموسيقيين. (مركز دراسات الفنون والسياسة الثقافية بجامعة برنسستون (Hechathorn, 2002: 102

الدراسة الثانية:

استخدام العينة كثيفة العلاقات في دراسة المصابين بمرض نقص المناعة (AIDS) الموجب والسالب.في هذه الحالة يحصل الباحث على حجم العينة المستهدف من مجتمع غير معلوم يضم مرضى الإيدز بنوعيه الموجب والسالب باتباع الخطوات الآتية:

أ) يقوم الباحث بعمل تقديرات لنسب المجتمع الأصلى Population أ) يقوم الباحث بعمل تقديرات للجماعة المصابة المصابة بمرض الإيدز بعيروس الإيدز الموجب. وتقديرات للجماعة المصابة بمرض الإيدز

السالب. والسبب وراء ضرورة عمل هذه التقديرات أن يتجنب الباحث التحيز في تقدير حجم العينة، الذي قد يصل إلى خمسمائة مريض.

- ب) لتحقيق هذه التقديرات يستعين الباحث بنماذج إحصائية لهذا الغرض.
- ج) نظراً لأن الباحث يقوم بدفع مبالغ رمزية لمن يتم اختيارهم في البداية والذين يكونون النواة الأساسية للعينة (seeds) فيلزم الحرص من الوقوع في تحيز من جراء استعانة أحد المرضى من النويات بأصدقائه للتكسب والاستفادة من المبلغ الزهيد. أو أن يكرر أحد المرضى وجوده في أكثر من مجموعة. وللتغلب على هذه المشكلة يستخدم الباحث ترقيمًا لكل مريض يمثل نواة أساسية أو بذرة من البذور في كل مجموعة من المجموعة الثانية التي تضم المجموعة الثانية التي تضم مرضى الإيدز الموجب. والمجموعة الثانية التي تضم (مفردات النواة الأساسية للعينة وأصدقائهم ومعارفهم من المرضى) المصابيين بفيروس الإبدز السالب، ويراعى في اختيار المرضى قوة وتعدد اتصالاتهم بمرضى آخرين يحملون فيروس المصرض ذاته الموجب أو السالب.
- د) يقوم الباحث برسم خريطة بيانية توضح أشكال واتجاهات الاتصالات داخل كل مجموعة فيها بخطوط متقطعة. وحتى يميز هذه الاتصالات عن الاتصالات بين فرد أو أكثر من المجموعة الأولى مع فرد أو أكثر من المجموعة الأولى مع فرد أو أكثر من المجموعة المتعلقة.
- هـ) أن يكون تحديد عدد الكوبونات التي تعطى لكل مريض من مفردات النواة الأساسية مرتبطاً بسلوكه واتصالاتة وكثافتها مع المرضي الدين يتم إحضارهم من المجتمع. وعلى كل مريض من المرضى (داخل النواة) الحضار على الأقل مريض واحد.

و) أن يكرر الباحث وفق كثافة العلاقات، وأن يجذب مرضى الإيدز على شكل موجات متتابعة وهكذا حتى يحصل الباحث على حجم كبير المعينة المنشودة وبما يقلل فرص التحيز.

ثَانياً: مصادر الخطأ في العينة نوعان:

١) خطأ التحير:

يعتبر إطار العينة Sampling frame أهم مصادر حدوث "خطأ التحيز" في أسلوب المعاينة ويقصد "بإطار المعاينة" قائمة بأفراد المجتمع الأصلى المعنين بالدراسة؛ والتي من خلالها يتم سحب العينة الممثلة لهم. وفي حالة عدم معرفة أو عدم تحديد إطار المعاينة الذي يضم العناصر المقصودة بالدراسة والبحث يحدث خطأ التحيز في أسلوب المعاينة. ومن المهم القول إنه كلما كان حجم العينة كبيرًا، فإن فرص حدوث الخطأ العشوائي تقل.

أنواع خطأ التحير في أسلوب المعاينة:

أ، خطأ المعاينة:

يحدث هذا النوع من الخطأ نتيجة لاختيار العينة من إطار غير كامل. فعلى الرغم من محاولة الباحث جاهداً تقليل احتمالات عدم التماثل بين عناصر العينة ونظائرها في المجتمع إلا أنه قد يقع – دون قصد – في خطأ يعرف بخطأ المعاينة نظراً لما يتصف به المجتمع الأصلى من اتساع رقعته وتنوع في خصائصه، وهوما يسهم إلى حد كبير في حدوث مثل هذا النوع من الخطاً. (Neuman, 1997: 203 - 204)

مثال: إذا أراد باحث أخذ عينة ممثلة لجميع المقيمين إقامة دائمة في مدينة القاهرة فماذا يفعل؟ قد يلجأ إلى وزارة الصحة للاطلاع على سجل كل المواليد بالقاهرة لحصر جميع المقيمين. أو قد يلجأ باحث آخر إلى ملفات الضرائب بوزارة المالية بمنطقة القاهرة للحصول على قائمة بالمقيمين بها. أو أن يتوجه

باحث إلى إدارة مرور القاهرة لحصر جميع الحاصلين على رخصة قيدة ويقيمون بالقاهرة.

لاحظ أنه في كل حالة لا يكون كل سـجل سـواء كـان للمواليـد أو الضرائب أو المرور حقيقيًا يعكس الواقع الفعلى لعدد المقيمين بالقـاهرة وقـت إعداد البحث. إذ ليس المقيد من المواليد يعكس الواقع الفعلـي للمقيمـين وقـت إجراء البحث – كذلك ليس كل من يقيم بالقاهرة يمتلك سيارة أو يعمـل عليها بأجر. بالمثل ليس كل من يقيم بالقاهرة له ملف ضريبي. ومن ثم يحـدث مـا يسمى بخطأ المعاينة، إن العينة الصحيحة هي العينة التي تتمثل فيهـا صـفات المجتمع الأصلى التي سحبت منه. فكلما كان انحراف مقاييس العينة عن مقاييس أصلها صغيرًا زادت ثقتنا في مقاييس العينة. ويقاس هذا الانحراف بأهم مقاييس التشتت وهو الانحراف المعياري للمتوسطات والمقاييس الإحصائية الأخـري، ويسمى هذا النوع بالخطأ المعياري (فؤاد بهي، ١٩٧٨: ٣٠٦ – ٣٠٧)

ب) التحيز الناتج عن عدم استجابة بعض مفردات العينة العشوائية لبعض أسئلة صحيفة الاستبانة The Questionnaire Non response bias:

أحياناً يكون بعض الأفراد الذين يتم اختيار هم للعينة غير راغبين أو غير قادرين على المشاركة في المسح. ومن ثم يكون التحيز لعدم الاستجابة ناتجًا عندما يختلف المبحوثون بشكل واضح فيما بينهم من حيث المستجيبون وغير المستجيبين. ففي المثال السابق مثلاً، عندما لا يكمل من شملهم المسح الاستبانة المرسلة لهم مثلاً عن طريق البريد، ويكون ٢٥% فقط من هؤلاء هم الدين أكملوا الإجابة على جميع أسئلة الاستبانة في هذه الحالة تكون نتائج البحث لاتعكس رأى أفراد العينة ومبالغًا فيها فيما يختص بأحد مرشحي الرئاسة مثلاً.

ويظهر هذا النوع من التحيز بشكل أكثر في المسوح التي تعتمد على البريد . Mail surveys

ج) تحيز الاستجابة التطوعية Voluntary response bias:

يحدث هذا النوع من التحيز في حالة المعاينة التطوعية، أي عندما يكون أفراد العينة باختيارهم هم Self- Selected Volunateers. والمثال على هذا، عندما يصدر من الإذاعة ما يفيد رأى المستمعين في بعض القضايا أو المشكلات المجتمعية مثل ارتفاع نسبة المصابين بفيروس (س) أو البطالة ويتطوع من يتطوع للإبلاغ عن رأيه في إحدى هذه القضايا عن طريق الاتصال بالإذاعة أو بأي وسيلة. في هذا النوع من المعاينة الاختيارية، تكون الاستجابات مبالغًا فيها لأنها تضم أصحاب الرأى القوى تجاه قضية بعينها.

د) التحيز بسبب خطأ القياس Bias due to measurement error:

إن القياس الضعيف يؤدى إلى حدوث تحيز فى أسلوب المعاينسة فسى المسوح، وتشمل عملية القياس البيئية التى يجرى بها المسح، والطريقة التى يتم خلالها توجيه الأسئلة، وحال المستجيبين أنفسهم الذين يشملهم المسح، ونعطى فيما يأتى بعضاً من الأمثلة لتحيز المستجيبين:

ـ صياغة الأسئلة الرئيسة Leading questions

إن الكلمات التى تكون السؤال يجب أن يوضع لها أوزان متكافئة بحيث لا يفضل وزن على آخر. ومثال توضيحى لهذا، لو أراد باحث أن يتعرف على اتجاهات المبحوثين نحو الرضا عن أحوالهم الاقتصادية مثلاً. فيقوم الباحث بوضع مؤشرات لدرجة الرضا: (راضى، غير راضى، غير راضى جدًا) فعندما يعطى الباحث بديلاً واحدًا للرضا مقابل بديلين لعدم الرضا، يحدث تحير بسبب الأسئلة نحو الحصول على استجابة عدم الرضا.

ـ إمكانية الرغبة الاجتماعية Social desirability:

هناك بعض المبحوثين يحاولون إظهار أنفسهم في وضع اجتماعي مرغوب لديهم وأن يماثل واقعهم من ثم يحاولون أن يقدموا إجابات غير صحيحة. من جهة أخرى، ولدواعي أمنية قد يقوم بعض المبحوثون أنفسهم. إجابات تلقى قبولاً اجتماعيًا مغايرًا لما يكون عليه هؤلاء المبحوثون أنفسهم.

٢) خطأ الصدفة Random error:

يتوقف هذا النوع من الخطأ على كل من درجة تباين المجتمع الأصلى وطريقة اختيار العينة وحجمها. فكلما كبر حجم العينة قل خطأ الصدفة، وبالتالى زادت درجة الثقة في النتائج. ويمكن التحكم في قيمة هذا الخطأ وتقديره بالطرق الإحصائية وإن كان يصعب تجنب وقوعه إلى حد بعيد. كذلك يجدر الملاحظة أن هذا النوع من الأخطاء يؤثر على العينة وحدها ولا يتأثر به الحصر الشامل بوصفه أحد المصادر المهة لجمع البيانات.

مثال لخطأ الـصدفة: إذا كان لدينا سنة أطفال وكانت أعمار هم على التوالى ٢، ٣، ٤، ٦، ٩، ١٢. أي أن:

$$= \frac{17+9+7+8+7+8+7+9+7+9+1}{7} = \frac{17+9+7+1}{7} = \frac{17+9+7+1}{7}$$

 $=\frac{m\eta}{7}=7$ سنوات. فإذا سحبنا عينة عشوائية مكونة من مفردتين فقط من هؤلاء الأطفال ولتكن ٢، ٤ فإن متوسط العمر يكون = ٣ سنوات وهنا نجد فرقًا كبيرًا بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع الأصلى. وإذا سحبنا عينة ثانية، وثالثة، ورابعة مكونة كل منها من مفردتين لا يكون هذا الاختيار دقيقًا إلا في حالة سحب المفردتين رقم ٣، ٩ ففي هذه الحالة الأخيرة يمكن القول بأن القيمة المقدرة لأعمار الأطفال تنطبق تماماً على القيمة الحقيقية للأعمار. حيث إن متوسط العينة $=\frac{m+9}{7}=7$ سنوات وهو نفس المتوسط الحقيقي (بارامتر Parameter) للمجموعة. أي أن خطأ الصدفة يرجع إلى الفرق بين القيمة

المقدرة من العينة والقيمة الحقيقية في المجتمع الأصلى الذي سحبت منه العينة. ومن هذا لا تستطيع الجزم بأن متوسط القيم في أية عينة هو نفس المتوسط العام للقيم الحقيقية في المجتمع الأصلى، فقد يكون عمر أحد أفراد العينة صنعيرًا فينخفض المتوسط ولا يحدث خطأ الصدفة في حالة حدوث التعادل.

إن أخطاء المعاينة تعنى عدم ضمان اتصاف العينة العسشوائية بالدقة المطلوبة ، التي عندها يمكن القول إن متوسط العينة يكون مساويًا لمتوسط المجتمع الأصلى المسحوبة منه. ولتوضيح هذا نقول إنه لو قام باحث بإجراء مسح عدة مرات واستخدم بدوره عينات مختلفة في كل مرة من المجتمع الأصلى فإنه سيحصل على خصائص للعينة Sample statistics مختلفة كل مرة. ومن ثم يقع في خطأ التحيز، الذي بدوره لا يجعل متوسط العينة ممثلاً حقيقيًا لمتوسط المجتمع الأصلى؛ لأن قيمة المتوسط للعينة سيكون مختلفاً من عينة مسحوبة لأخرى وفقاً لمعايير عدة ينهض عليها أسلوب المعاينة في كل مرة. وسبق أن أشرنا – في مثال سابق – لخطأ الصدفة في اختيار عينة عشوائية لأعمار عدد محدود من الأطفال. وكان متوسط العمر لمفردات العينة (٣) سنوات مقابل أن متوسط العمر في المجتمع الأصلى (١). ولتفادي هذا الفارق ولكي تتحقق الدقة المناسبة في اختيار العينة يهتم علماء الإحصاء بما يعرف بالخطأ المعيساري

الخطأ العياري في العاينة:

يعنى الانحراف المعيارى لمتوسطات عدة عينات عشوائية تم سحبها من مجتمع أصلى. وأن يكون توزيع هذا المتوسطات اعتداليًا (السشكل الناقوسسى للبيانات). وأن هذا التوزيع يمكن تحويله إلى ما يعرف توزيع (Z) فى حساب حجم وخصائص العينة. أى أن أى توزيع اعتدالى للمتوسطات يمكن تحويله إلى توزيع (Z). كما أنه فى كثير من الحالات تقع قيم (Z) أو ما تعرف بالقيم

الحرجة Critical values أسفل المنحنى الاعتدالي للقيم. على سبيل المثال، نجد في هذه الجداول أن القيمة المعيارية الحرجة $(Z) = \pm 1,97$ تقابل 90% ثقة لجميع الحالات.

حساب الخطأ المعياري في المعاينة:

يتم حساب الانحراف المعيارى للمتوسطات الحسابية (العينة) من العلاقة الآتية:

الانحراف المعيارى للمتوسطات الحسابية (العينة) = الانحراف المعيارى للمجتمع مقسومًا على الجذر التربيعي لحجم العينة.

$$S = \frac{\sigma}{\sqrt{u}}$$

Where

s = Standard deviation of Sample's means

n = Sample Size

 σ = Standard deviation of the population

ويمكن استخدام المعادلة السابقة في حساب الانحراف المعيارى لمتوسطات العينة من خلال القيم المعطاة أو المعروفة للانحراف المعيارى للمجتمع الأصلى وحجم العينة (N) المحسوبة منه.

بالمثل يمكن تقدير estimates الانحراف المعيارى للمجتمع (٥) مسن الانحراف المعيارى للمجتمع (٥) مسن الانحراف المعيارى للعينة والمعروفة قيمته سلفًا. و يمكن تقديره باستخدام مفهوم "درجات الحريات Degrees of freedom" وتعرف درجات الحرية بأنها: عدد مفردات العينة مطروحًا منه عدد القيود. ومن أهم هذه القيود حجم المجتمع الأصلى.

درجة الحرية في اختيار إحدى مفردات العينة = حجم العينة مطروح منه الواحد الصحيح = (i - 1).

مثال: إذا كان متوسط المجتمع الأصلى = ١٢ (قيد في هذا المثال) وأراد الباحث اختيار عينة عشوائية من هذا المجتمع حجمها (ن) = ٥ مفردة، وممثلة بحيث يكون متوسطها مماثلاً لمتوسط المجتمع الأصلى ؟ وبفرض أن درجات العينة من ١٥، ٩، ٨، ١١، مختارة عشوائيًا. فما الدرجة الخامسة المتممة لحجم العينة والتي تجعل من متوسط العينة = متوسط المجتمع الأصلى؟

أن رقم (١٧) هو القيمة الخامسة والأخيرة في العينة التي تحقق متوسطًا حسابيًا = ١٢ مساويًا للمتوسط المعطى للمجتمع الأصلى في المثال. وكيف تم الحصول على رقم (١٧):

متوسط المجتمع الأصلى: $\frac{\alpha + \alpha + \alpha}{\alpha + \alpha} = 11$

$$\gamma \gamma = \frac{\gamma + \gamma \gamma + \gamma + \gamma + \gamma \circ}{\circ} =$$

(الرقم غير المعلوم) + ۱۱ + ۱ + ۱ (الرقم غير المعلوم)

الرقم = ۲۰ – ۲۷ = ۱۷

المراجعة ال

化甲基甲基基甲基基基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲基甲
١- اسجبي عينة عشوائية منتظمة حجمها ١٥ مفردة من إجمالي عدد الناخبين
في إحدى الدوائر والبالغ عددهم ٤٥٠ ناخبًا. مع توضيح الشروط الواجب
والأبران بالأبران من المستارات والمستارات والمسترات والمستارات والمستارات والمستارات والمستارات والمستارات والمستارات والمستارات وال
نوافرها في هذا النواح من العليات. ٢- أكملي ما يأتي:
۲ – اکملی ما یاتی:

٠) إلى	لة الإحصائية (٠١,	ىتوى الدلاا	يشير مس	(أ
	من المعادلة الآتية:	بمة (ث)) تحسب ق	ب
	11 3 5	871 9387	ال عند ال	į.

ج) تشير الدلالة الإحصائية إلى د) تستخدم عينة كرة الثلج في حالة

ه) يستخدم اختبار (ت) في حالة البيانات

و) تستخدم كا في حالة البيانات

٣- يتضمن الجدول الآتي نتائج مسح إعلامي أُجْري على عينة من الإعلاميين لمعرفة درجة مشاركتهم السياسية:

· ·						T
	Z		_ ^	Υ	٥	مذيعون
17	1.	11	11	١٢	٩	صحفيون
٨	٦	٨	11	٩	Υ	مقدمو برامج

المطلوب: اختبار الفرض الصفرى عند مستوى دلالة (٠٠٠١).

٤- يبين الجدول الآتي نتائج قياس الرأي العام لعينة من سكان مناطق مختلفة بمدينة القاهرة حول التغطية الإعلامية لأحداث ثورة ٢٥ يناير لعام ٢٠١١:

غير مناسبة	جيدة	ممتازة	المنطقة / الرأى
٩	ΥΥ	1 £	ر اقية
17	14	11	متوسطة
٦	19	Α	شعبية

المطلوب: اختبار مدى صحة الفرض الصفرى عند مستوى دلالة (٠٠٠٠)؟

المبين أدناه نتائج إحدى الدراسات التي اجريت على عينة صغيرة من أفراد الشعب المصرى ذى الانتماءات الحزبية المختلفة وذلك لمعرفة مدى رضاهم عن ثورة ٢٠١١ ينابر ٢٠١١.

	٧	٩	٧	٤	٨	٨	الحرية والعدالة
	٤ .	۲	١٣	١.	٦	10	الكتلة
I	١.	٩	٤	٥	7	١٢	الوفد

المطلوب: معرفة هل توجد فروق دالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠١ بين المتوسطات الثلاثة؟ مع تفسير النتيجة؟

٦- أجريت دراسة للمقارنة بين تأثير أسلوبين لمتقييم أداء عينة من العاملين من حيث مستوى إنتاجهم. وقسمت العينة إلى مجموعتين. وطبق الأسلوب الأول على المجموعة الأولى (أ). وطبق الأسلوب الثانى على المجموعة الثانية (ب). وتم حساب المتوسط الحسابى والتباين لكل مجموعة على حدة؛ وجاءت النتائج على النحو التالى:

المجموعة (ب)	المجموعة (أ)	
٩	١٧	المتوسط
٩	٤	التباين
٤٥	Yo	حجم العينة

المطلوب: معالجة النتائج إحصائيًا مع توضيح هل يقبل الفرض الصفرى أم يرفض عند مستوى دلالة (٠٠٠٠)؟

٧- يقبل الفرض الصفرى في حالة:

- (أ) أن تكون (ت) المحسوبة أكبر من (ت) الجدولية.
- (ب) أن تكون (ت) المحسوبة أصغر من (ت) الجدولية.
 - (ج) في حالة وجود فروق بين المتوسطات.
 - (د) في وجود علاقة دالة إحصائيًا بين المتغيرين.

٨- تكون العينة الاحتمالية:

- (أ) متحيزة.
- (ب) غير صالحة التعميم على المجتمع الأصلي.
- (ج) ممثلة وصالحة للتعميم على المجتمع الأصلى.
 - (د) غير ممثلة للمجتمع الأصلى المسحوبة منه.

٩ - درجات الحرية لقيمة (ت):

$$1 - (v_1 + v_2)$$
 (4) $(v_1 + v_2)$ $(v_1 + v_2)$ $(v_2 + v_3)$

$$(5) (\dot{c}_1 + \dot{c}_2) \qquad (4)$$

١٠ - إن قيمة مستوى الدلالة الإحصائية هي:

١١ - أجريت دارسة لمعرفة درجة الارتباط بين الدخل (س) ومعدل الاستهلاك
 (ص) لمجموعة من الأسر عددها سبع أسر، وكانت النتائج كالآتى:

$$17٤7 = ^{Y}$$
 ، مج س = ۱۱۲۳ ، مج س ص = ۱۱۲۳ ، مج س مج س مج س مج س = ۱۱۲۳ ، مج س مج س مج ص

وأسفرت نتائج الدراسة عن أن معامل الارتباط =

١٢ - إذا كان المجتمع معلومًا ومحددًا ومتجانسًا فأى نوع من العينات تفسضل لسحب عينة ممثلة مما يأتى:

- (أ) الطبقية.
- (ب) العينة البسيطة باستخدام الاقتراع المباشر.
 - (ج) المصفوفة متعددة المراحل.
 - (د) الطبقية غير النسبية.

	البيانات:	حالة	افي	(ت)	تستخدم	- 1	۲
--	-----------	------	-----	-----	--------	------------	---

(أ) التصنيفية. (ب) الرتبية. (ج) الكمية. (د) أ + ب معًا.

١٤ - يعبر الفرض الصفرى عن:

- (أ) وجود فروق دالة إحصائيًا بين المتوسطات.
- (ب) وجود فروق جوهرية بين التكرارات التجريبية والنموذجية.
 - (ج) عدم وجود فروق دالة إحصائيًا بين المتوسطات.
 - (د) وجود علاقة عكسية بين المتغيرين.
 - ١٥ أى من القوائم الآتية تمثل العينات غير الاحتمالية:
 - (أ) المتاحة وكرة الثلج والحصصية.
 - (ب) المتاحة والعنقودية والطبقية.
 - (ج) البسيطة والعنقودية والطبقية.
 - (د) المتاحة والعنقودية وكرة الثلج.

١٦ - بحدث الخطأ (α) عندما:

- (أ) يرفض الفرض الصفرى.
- (ب) يقبل الفرض الصفرى رغم أنه غير صحيح.
 - (ج) يرفض الفرض الصفرى رغم أنه صحيح.
 - (د) الفرض البديل بكون صحيحًا.
- ١٧- إذا طنب منك اختيار عينة من مجتمع غير معلوم ويصعب الوصول إليه فأى الأتواع سوف نختار:
 - (أ) عشوائية بسيطة. (ب) طبقية نسبية.
 - (ج) العنقودية متعددة المراحل. (د) كرة الثلج.
 - ١٨ يستخدم للكشف عن الفروق بين المتوسطات.
 - T. test (4) F-test (1)
 - (ج) كا^٢. (د) جميع ما سبق.

140.

الإحصاء في البحوث الاجتماعية

١٩ - من مستويات القياس التي تهتم بتصنيف الأفراد في مجموعات متماثلة وفقًا لخاصية معينة:

(أ) الفئوية. (ب) الاسمية.

(ج) الرتبية. (د) النسبية:

• ٢٠ قامت هيئة مترو الأنفاق بدراسة لنوعية الركاب حتى يمكن إعداد برنامج نوعية يتناسب مع تلك النوعية من الركاب دائمى الاستخدام لمترو الأنفاق. ومن ثم قامت الهيئة بأخذ عينة عشوائية قوامها (٠٠٠ راكباً) تم تصنيفهم إلى ست مجموعات مهنية على النحو التالى:

التكرارات	المهنة
. 70	عمال حرفيون
10	عمال صناعيون
10	مديرون
٣.	سكرتارية
٧.	مهنة تخصصية عليا
٤٥	طلبة
۲.,	

والمطلوب معرفة هل تستفيد مفردات المجموعات الست من خدمات النقل بشكل متكافئ أم تستفيد مجموعة أو أكثر من خدمات مترو الأنفاق عن باقى المجموعات الست؟

جسلول رفم (١) المساحات تعت المتحنى الاعتدالي

		بري	المساحات تنحت المنحني الاعتدامي	ن تيون ال	<u> </u>				
۸٠,	٠,٠٧			3.4.	٠,٠٦	٠,٠٢	· -	;	7
414	٠,٠٣٧٩	٠,٠٢٣٩	. 199	.,.17.	٠,٠١٧٠				
3.14.	٠,٠,٧٥	٠,٠٦٣٦		٠,٠٥٥٧	٠,٠٥١٧	· , · į v,	٠. ٢٢٨		: ·
	35.14.	., ۱۰۲٦	٧٨.	٧٤٠٠٠	٠,٠٩٠	·		٠. ٧٩٢	(
, 1 % A.	7331,	1.316.	٧٢.٠٠	·, 1741	. 1747	., 1700	. 1714	. 1149	
3341	, \^.	٠,١٧٧٢	٠, ١٧٣٦	٠,١٧٠٠	3111,	۸۲۲۱.	. 1041	3006	
414.	· , Y 10 V	٠, ٢١٢٢	۰,۲۰۸۸	30.1.	٠, ٢٠١٩	٠,١٩٨٥	. 190.	. 1410	
1017	٠, ٢٤٨٦	3037.	• , ٣ 2 7 7	٠, ٢٣٨٩	٠, ٢٢٥٧	3 7 77 6		. 7704	
4444	3 847 .	3,747,	3 747 .	3.44.	٠, ۲٦٧٢	7377,	7117		.
1.11	·, T·VA		٠, ٣٠٠٢	, 9 7 9 4 0	٠, ٢٩٦٧	. , ۲۹۳۹	. , ۲41.	٠, ۲۸۸١	>
01.44	· , ٣٣٤ ·	., ٣٣10	• , ۲ ۲,4	3177.	٠,٧٣٢٨	., 4411	٠,٣١٨٦	. 4109	
4044	· , TOVY	· , ٣00 £	· , ror 1	·, ٣0· ^	., T£10	1.137,	٠,٣٤٣٨		<u>-</u>
141.	· , ٣٧٩ ·	٠,٣٧٧٠	P341.	٠, ٢٧٢٩	۸۰۷۰	1,417	٠,٢٦٦،		ر ر
494	., ۲۹۸.	1184.	33.64.	۰, ۲۹۲0	V. P.Y.	٠,٣٨٨	٠,٣٨٦٩	٠,٣٨٤٩	-, ·
1113	1313v.	., ٤١٣١	., 8110	4 4	٠,٤٠٨٢	٠,٤٠٦٦	63+3,		<u>-</u>
1.43	1813.	., ٤ ٧٧٩	*, 2 770	., 6701	1775	., ٤٢٢٢	٧٠٢٤٠		*

3
Ţ.,
ئي
.ţ
<u>ئ</u> ي
_

	, ,		•	5 × 10 × .	\$4.k\$.	• , 24,0	0 4 63.	1,4,93,	LVb3
3463.	., 2940	٠, ٤٩٧٦	4, £9, 4	. , ٤٩٧٧	VA163.	., 8979	· , {4 y4	. 4.93.	_
0163.	1,163	4463'.	۸۲۶۶,۰	b163.	· , £9.V ·	1463.	1463.	7463.	
1, 7 . 40 b 3	. 6000	1063.	·, £90V	, 5909	., 897.	11.63.	1183.	., 1977	31.63
٠, ٤٩٣٨		1383,	73.83.	., £4.50	1363.	٨٤٤٠.	१९१९	1063.	YOP?
× 69 .				٧٩٩٩٠.		5971	· , 29 77	3463.	1.463
1543					1.63.	6.63.	., 8911	7183.	1163.
		۸۲۸3,۰	·, ¿AY)				3443	٠, ٤٨٨٧	, 2.49
	1,50		3173,		7343,		., \$40.	3043.	, £ 0 0 V
٠,٤٧٧٢	٠, ٤٧٧٨	, ¿YAT	٠, ٤٧٨٨	7, 5797		٠,٤٨٠٢	V • V3 * •	1143.	A143.
1143',	٠, ٤٧١٩	٢,٤٧٢	٠,٤٧٣٢	٠, ٤٧٣٨	, 2488			1,1,43.	ALA3.
1313,	. \$2784	1013,	3113,	., 277)	٠,٤٦٧٨		•	., 8799	۲۰۸۶٬
	3103.	, £0YT	Y. 60.4	1,803,	5099	V.13'	., 2717	0113.	, ¿144
, 280Y	1133,	3433,	3.433.	., 8840	., 20.0	., 5010	., 5040	., 2070	03.03
7443	0343'.	4073 ·	٠, ٤٣٧٠	٠, ٤٣٢٨	\$ 543.	1.33.	V133'.	., 2879	1333,
•	• • •	• • • •		3.,.		٠,٠,٠	·, ·	· , ; >	;

\sim
_
\sim
ૈદ.
C.
عي ـ
ţ
\sim
<u>(5</u>
(5

ملحوظة: لاحتبار الفرض ذي الشعبتين اضرب القيمة بالجدول × ٢ ثم اطرح الناتج من (١,٠٠) ولاعتبار الفرض ذي الشعبة الواحدة إضف (٥٠٠٠) إلى القيمة بالجدول ثم اطرح الناتج مي (٥٠٠٠). والقاعدة هي لو كانت القيمة الماخوذة من الجدول مساوية أو أقمل من مستوى الدلالة ـ يتم وفض الفرض الصفري ظه وقبول الفرض البديل	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	*,0*** *,0*** *,2444	. , 6999	\$ \$ \$ 4 4	., 594,	Abb3.	1, 2997		1852.
ي الشعبتين المرب ولاعتبار الفرمض ، المول ثم اطرح النا خوذة من الجادول علم الصفري Ho وق	., 6999	., 5999		., 8999	., £99,	Abb3 Ab	1,893.	3663.	7 6 6 3 4
ملحوظة: لاختبار الفرض ذي الشعبتين اضرب القيمة بالبعدول × اطرح الناتج من (١,٠٠) ولاعتبار الفرض ذي الشعبة المواحدة (١،٠٠٠) إلى القيمة بالبجدول ثم اطرح الناتج مي (١،٠٠٠). ة هي لو كانت القيمة المأخوذة من الجدول مساوية أو أقبل من الدلالة _يتم رفض الفرض الصفري Ho وقبول الفرض البديل	., 5999 . , 5999	., ६९१५ ., ६९९९	., 5999 . , 5999.	., 5999 . , 5999		Abb3 Abb3		*, 2992 . , 2992	1663'. 1663'.
ملحوظ ۲ ثم اطرح ال اضف روووه والقاعدة هي مستوى الدلالا			., £999			VPP3.	1 ., £990	3563'.	1
· .	•	. , %444	., 6994	×, 299.	×, £99,	Abb3'.	1,2440	7PP3.	., 5441
	٠,٥٠٠٠ ٢,٩	· . £ 9 9 9 . ^	V, T PPP3.	٢,٦ ٧٥٥٥٠	·, £994 T, o	3,7 YPP3.	7,7 0PP3, ·	1,7 78P3.	., E49. T, 1

, , ٤٩٩٩

., ६९९५

., 0 . . .

• , 0 • • •

., 599,

., 5947 4663'. ., 8990 , £99 Y

., 694.

. 644.

٠, ٤٩,٨٩

٠,٤٩٨٩ 46634.

by 63 t.

., ٤٩٨٨

AV63 . VV63 ..

٧٨٤٤٠.

·, £9.47 T, ·

*, £99F

ملحق رقم (Υ) جدولِ توزیع مربع کا ی (Σ^{1})

٤	ــــــــــــــــــــــــــــــــــــــ		درجات	1	ترى الدلال		درجات
٠,١	4, 3	.,.0	الحرية	٠,٠٠١	.,.1	-,-0	الحرية
۵۲,٦	11,7	YV. V	۲۵	١٠,٨	1,71	٣,٨٤	1
o£,1	٤٥,٦	44,4	77	۱۲,۸	14,41	0,41	۲
00,0	٤٧,٠	14,1	* **	17,7	11.5	۷,۸۱	۲
۰٦,٩	£A,Ť	\$1,4	44	۱۸٫۵	14,4	4,14	٤
۵۸٫۲	19,7	٤٢,٦	74	٤,٠٢	۱۰٫۱ ٔ	11,1.	٥
۹,۷	0-,5	٤٣,٨	۲.	44,0	۸,۲۱	17,7.	٦
۷۳,۱	ካ ኖ, v	۸,۵۵	į.	48,4	ه ,۸۱	18,1.	V.
۸٦,٧	٧٦,٢	۵۷,۰	0-	17,17	4.,1	10,0.	
99,7	٨٨,٤	٧٩,١	٦.	YY, 4	41.4	17,1	٩
164.0	170,1	148,4	١	44,7	47,4	14,5	١.
		:		71,7	48,4	34,Y	- 11
	٠.			77,4	۲٦,٢	۲۱,۰	14
			.	7£,0	44,4	77,1	. 18
			}	77,1	14,1	YF, V	١٤
j	•			۳۷,۷	۲.,٦	۲٥,٠	. ۱۵
	•	. [1	71,7	۲۲,۰	41, F	١٦
	· .	[·	٤٠,٨	۲۲, ٤	۲۷,٦	. 17
				17,7	7£, A	۲۸,۹	14.
				£٣,٨	۲٦,٢	۲۰,۱	19
				٤٥,٢	۲۷,٦	٣١,٤	۲.
}		j		17,8	۲۸,۹	44,4	*1
	ĺ		ŀ	٤٨,٣	٤٠,٣	44.4	77
ł	•		}	٤٩,٧	11,13	40,4	77
•				٥١,٢٠	٤٣,٠	77,1	41

ملحق رقم (٢) جدول دلالة معامل ارتباط بيرسون

	٠,٠٠١	.,.1	.,.0	ن	.,١	1,.1	0	ن	
	۰,٥٩٧	, £AV	۱۸۲,	ΥV	,9999£	,9999	,117	٣	
	۸۸ه ,	, 279	377,	44	,999	,99.	.90.	£	1
	, ٥٧٩	,£V1	,۳۱۷	44	,441	,404	۸۷۸,	٥	İ
	۰۷۰,	753,	177,	۲.	AVE	,417	774,	٦	1
	, 021	AY3,	,۳۳۳	. To	.901	374,	,Voi	٧	1
ļ	, 6 - 1	, £ . Y	,۳۱۲	٤.	,AYo	376,	۷۰۷,	λ.	
	, ٤٧١	177,	, ۲۹٦	٤٥	۸۴۸,	,۷۹۸	דרד,	1	1
۱	, ٤٥١	177,	,۲۷٦	0.	, ۸۷۲	,٧٦٥	,٦٣٢	١.	
l	, 282	,77.	۲٥٤,	٦.	, 124	, ۷۲0	7.7,	11	
	, 410	۵۰۳,	ه ۲۲ ر	, V-	۸۲۲,	۸۰۷,	۰۷۱,	14	
	1771,	7,7	,۲۲۰	۸.	5,8-1	, 1,82	,007	18	1
Į.	, ٣٤٢	, ۲۷.	۸۰۲,	٩.	, ۷۸۰ ا	,111,	۲۳۵,	11	l
l	, 272	107,	,147	1	ું,٧٦	; ٦٤ ١	3/0,	10	
	, ۲٦٧	.71	171,	١٥٠	٧٤٢ ,	777,	, ٤٩٧٠	17	l
ŀ	, 222	,144	, 184	۲	۰,۷۲۰	7.7	, £AY	17	l
	, ۲. ۷	,177	371,	۲0٠	,۷۰۸	٥٩٠	۸۶٤٠,	١٨	
l	, ۱۸۹	۸٤٨,	۱۱۲, ۱	T ++	798	۵۷۵,	Γα3",	11	1
ľ	, 174	۸۲۸	,.18	٤٠٠	,774	150,	, £ £ £	Υ.	
	, \ { V	,110	,۰۸۸		۱٦٥,	,019	, £٣٣	41	ı
	,۱۰٤	٨١	,.77	-1	۲۰۲,	۰٬۵۳۷ ر	, ٤٢٢	77	l
	٤٦٥	,.٣٦٤	,. ۲۷۸	0	, ጊይ ,	, ۲۲٥ ,	, ٤١٣	Y *	l
	, . ۲۹۲	۸۵۲۰,	,.197	1	,779	ه۱ه.	, 1 - 1	Y£	
		. 1			,114	,0.0	,747	Yo	
. *	`.		ĺ	.	,٦.٧	,111	,۲۸۸	*7	
	.	.	İ	. [
									-

٧.١

ملحق (٤) القــــيم (ت) النظـــرية

		مريه	ـيم (ت) الا			
	دة	هاية الواحب	أختبار ذر الن			
0	٠,٠٠٥	٠,٠١	., Ya	٠,٠٥	٠,١.	
	·	و النهايتين	اختيار ذ	<u> </u>		ن
.,	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	.,1.	٠,٢٠	
787,714	٧٥٢,٦٢	71,411	14,4.7	7,711	۸۷۰,۲	1.
71,011	4,440	7,170	1,7.7	۲,۹۲.	3,883	۲
14,481	138,00	1,011	7,137	7,707	1,777	٣
۸,٦١٠	٤,٦.٤	T, VEV	۲,۷۷٦	4,177	1.077	· £
٦,٨٥٩	£, TY	7,770	Y, 0Y1	٠,٠١٥	1,877	٥
0.404	4,4.4	٠,١٤٢	4,814	٠,١٤٣,	1,22.	٦
0,1.0	4, 844	۲,44۸	4,470	1,850	1,510	٧
١٤٠,٥	T. 700	4,847	۲,۳۰٦	- 7,,7 -	1,110	٨
£, YA1	4,40.	۲,۸۲۱	Y, Y\Y.	1,877	1,4747	A
٤,۵٨٧	7,174	Y, V\£	۲,۲۲۰	١,٨١٢	1,777	10.
1,170	٣,١٠٦.	۷,۷۱۸	4,4.1	1,741	1,777	11
٤,٣١٨		1,741	Y, 174	1,747	107,	14
177.3	7,-00 7,.17	Y 70.	۲,۱٦.	1,771	1.70.	14
	Y, 177	Y, 171	Y,\10	1,711	1,710	18
٤,\٤٠			4, 141	1,704	1,761	10
٤,٠٧٢	Y,48V Y,4Y1	7,7.7	7,17	1,471	1,777	17
£,.10 7,970		Y, 6AY	۲,۱۱۰	1,412	1,777	١٧
	7,848	۲,۵٦۷			' '	14
7,977	Y, AYA	700,	7.1.1	1,778	1,77. 1,778	14
7,885	Y, X71	Y, 074	7,.47	1,774		
۲,۸۰۰	۲,۸٤٥	Υ, «Υλ	Υ, ΑΊ	1,740	1,770	۲.
۲,۸۱۹	Y, AT1	4,014	۲, ۸.	1,741	1,777	۲١
r, v 44	Y, X\1	Y. 0- A	Y,.V£	1,717	1,441	44
۲,۷٦٧	4,4.4	Y, 0	4,.74	1,712	1,714	44
T, VE0	4,747	. Y, £4Y	١٢، ١٠	17,711	1,714	Yį
T, VY0	4,747	4, EA0	۲.٠٦.	١,٧٠٨	1,717	. 70
7,7.7	4,779	Y, EV4	۲,۰۰٦	1,7.7	1.710	77
177.7	7,001	Y, 17	1,.04	1,7.4	1.711	۲V
7,741	7,717	4, 274	٧,٠٤٨	1,4.1	1,717	۲A
7.704	Y, V07	4, 174	Y £0	1,744	1,711	44
٢,٦٤٦	Y, Vo:	Y, 10Y	7, . 17	1,117.	1,41.	۲,
		. ,,,,,,		.,,	, , , , ,	,
۲,۵۵۱	4,4.8	٧,٤٢٢	771	3.7.7.	1,7.7	٤٠
٣,٤٦٠	۲,٦٦٠	7,79.	Υ,	1,771	1,747	7.
۲,۲۷۲	7,310	4,404	1,44.	1,70%	1,41	17
7,777	Y,0V7	4,117	1,130	1,760	1,444	.∞
				ļ	[i
<u></u>				<u> </u>	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	

ملحق رقم (٥) جدول توزیع (ف)

<u> </u>		_	L	ح البسه					د . ح	-1.1
٩	٨	V	٦		٤	۲	Y	١	المقام	- الدائلة ·
751	777	777	478	17.	770	717	7.,	171		.,.0
7.11	04AY	- AYA	0A01 -	۵۷٦٤ 	0740	01.7	-	1.07	,	٠,٠١
19.8	1	14.2	19, 5	19,7	1	1		14.0	*	.,
99,8	1 .	111, 8	44,7	1	999,7	1	1	344,0	į '	.,1
A, A1 YV, E	۸,۸٥	A, A1 YV, V	1,1£	1,.1 7,.1	9,3Y YA,Y	9,7A 79,0	۹,۵0	1.,1	٣	.,.0
17:	171	157	177	170	۱۳۷	121	189	177	,	٠,٠٠١
٦.٠٠ ١٤,٧ ٤٨,٥	7, · E 1E, A E1, ·	7,.9 10,. 89,V	7,17 10,7	7, Y7 10, 0	7,79 17,.	7,09 17,7	1	V,V1 Y1,Y Y£,1	٤	·,·• ·,·\
£.YY 1.,7 7V,Y	74,3 7,1	44,3 4,7	2,40 1-,4 YA,A	0,.0 1, 1,.P7	0,19 11,1 71,1	0,E1 17,1 77,7	0,74 18,8 TV,1	7,71 17,7 17,7	۵	.,
ε,\. γ,٩λ \λ.Υ	ε, 10 Α, 1. 19,.	£, Y1 A, Y7 19, o	£,7A A,£V Y.,.	£,٣9 A,Yo Y+,A	£,07 4,10 41,4	\$,Y\ 1,YA 1T,Y	0,1E 1.,9 TV,.	0,99 17,1 70,0	٦	.,.0
٣,٦X ٦,٧٢ ١٤, ٢	Υ, ΥΓ ٦, ΛΕ 1Ε, ٦	7, V9 7, 44 10, -	T,AY Y,11 10.0	۲,4V V,£7 17,Y	£,14 V,80 14,4	£,40 A, £0 N, A	£,V£ 9,00 YV	0,09 17,7 79,7	٧	.,.0
۲,74 0,41 11,4	T, EE ; T, +T T, +	7.0. 7.1A 17,1	T, 0A 7, TV 1Y, 4	۲,79 7,77 17,0	Υ, ΑΕ Υ, , Λ ΛΕ, Ε	E,.Y V,o9 No.A	73,3 07,4 0,4/	0,77 11,7 70,£	٨	.,.0

تابع ملحق رقم (٥) جدول توزیع (ف)

 - -	4 ۲, 1x	۱,	1		ح البسط					1	
	-					. •				_ Շ ⋅ -	, וויגונ
Ţ	۲.۱۸	1	V	٦	٥	٤	٣	۲	١	المقام	וענצט
		۲.,۲۲	T. 79	۲,۲۷	Y, 1A	1,75	۲,۸٦	6,17	0,14	Ī	-,-0
1	ه۲. ه	0.14	0,01	٥.٨٠	11	٦, ٤٢	7,44	A, . Y	10.3	1	1.,.1
	١.,١	1.,1	10.4	11,1	11,7	17,7	17,1	17,8	77,4		٠,٠٠١
\[\frac{1}{2}\]	۲,.۲	۲۷	۲,1٤	٣.٢٢	۲,۲۲	۲.٤٨	۲,۷۱	٤١٠	٤,٩٦		
1	1,12	0,-7	۵,۲۰	0,54	0,75	0,11	7,00	٧,٥٦	1.,.	١.	-,.1
	۱, 1٦	۹,۲۰	1,07	1,17		1	1	1	۲۱,۰	ł	٠,٠.١
T	(,4,	Y.40	4,11	۲, -۹	۲,۲-	۲,۲۱	٣,٥٩	۲,4۸	٤,٨٤		.,.0
١٤	٦٢,	£,V£	8,49	۷۰۰۵	0,77	۷۲,۵	7,77	V, Y1	4,70	11	.,.1
1	۱, ۱۲	۸,۲٥	۲۲,۸	10	۸,۵۸	10,1	11,7	17,4	14,7		۰٫۰۰۱
7	,۸.	۲,۸٥	7,11	۲,	٣,١١	7,11	٣,٤٩	۲,۸۹	٤,٧٥		+, • 0
٤	۲۹.	٤,٥٠	٤,٦٤	1,47	۵,٠٦	0,81	0,10	٦,٩٣	4,77	ir	٠,٠١
٧	, £A	٧,٧١	۸,٠	۸,۲۸	۸,۸۹	1,77	۸, ۸	۱۲,۰	۱۸,٦		1,
۲	۷۷,	۲,۷۷	۲,۸۲	۲,۹۲	۲, ۲	۲,۱۸	٣,٤١	۲,۸۱	٤,٦٧		٠,٠٥
٤	, 19	٤,٣٠	1,11	17,3	1,43	۲۱, ه	o,Ví	٦,٧٠	4,.5	11	٠,٠١
٦	۱۹۸۰	٧,٢١	¥,£9	٧,٨١	۸,۲۵	4,.Y	1.,4	17,7	17,7		٠,٨
Υ,	، ۲۰	۲,۷۰	۲,۷۱	۵۸,۲	Y,33	۲,۱۱	۲,۲٤	۲,۷٤	٤٫٦٠		٠,٠٥
٤	۳- ,	٤,١٤	1, 11	1,17	2,711	0,.1	7ه,ه	١٥١	۸,۸٦	18	- 1,11
٦,	, ¢A	٦,٨٠	۸۰,۷	٧,٤٢	V,4Y	۸,٦٢	1,77	11,4	14,1	İ	6,01
۲,	۱۵,	۲,٦٤	۲,۷۱	۲,۷۹	۲,۹.	۲٫۰۱	4,44	χ <i>τ</i> , η	٤,٥٤		0
۲,	.85	٤,	1,11	1,77	٤,٥٦	8,44	0, 27	٦,٢٦	۸٫٦۸	١٥	
٦.	יז	٦,٤٧	٦,٧٤	V,1	V. 0V	A. Yo	1,71	11,1	17,7	ļ	
۲,	٥٤	Y,04	۲,٦٦	۲,٧٤	۲,۸۰	71	٣,٢٤	۲,٦٢	٤,٤٩		0
۲,	٧٨	۲,۸۹	1,.5	£, Y.	1,11	٤,٧٧	6, 11	7, 77	۸.0٢	17	1,11
٥.	*4	7,14	٦,٤٦	٦,٨١	V, TV	٧,٩٤	١,,,,	11,.	17,1		1,1
				j							. [

تابع ملحق رقم (۵) جدول توزیع (ف)

					ح البسط	. 3				ζ	الدلالة
	1	٨	٧	٦	٥	٤	۲	۲	1	المقام	الكردية
	۲, ٤٩	Y.00	۲,٦١	۲,٧.	۲,۸۱	7,97	۲,۲۰	٣,٥٩	1.10		,
ĺ	۲,٦٨	7,71	7,37	E, N.	\$7,3	1,70	6,14	1,11	۸, ٤٠	1 1	1,74
	ه۷,۵	۵,۹٦	7,44	٦,٥٦	Y, • Y	٧,٦٨	۸٫۷۲	۱٠,٧	10.7		-,\
	۲, ٤٦	7,01	Y, 0A	7,77	۲,۷۷	7,47	17,17	7.00	1,11		-,-0
İ	٣,٦.	7,71	۲.۸٤	٤١	1,40	£,0A	8,.9	7,.1	٨,٢٩	14	
ļ	٦۵,٥	۵,۷٦	7,.1	7,70	١٨,٢	٧,٤٦	٨, ٤٩	1.,8	10,2		1,1
	Υ, ξΥ	۲,٤٨	Y, 0 E	۲,٦٢	Y,V1	۲,٩.	۲,1۲	T,0Y	٤,٣٨		,,.D
ļ	۲, ۵۲	7,75	7.77	7,98	٤,١٧	٤,٥٠	01	0,97	1,14	14	.,.1
l	0,54	0,01	٥٨٠٥	3,14	٦,٦٢	٧,٢٦	۸, ۲۸	1.,4	10,1		٠,٠٠١
ľ	Y, T%	۲,٤٥	17,01	۲,٦.	۲,۷۱	Ť, AV	۲,۱.	۲, ٤٩	1,70		-,-0
ŀ	۲, ٤٦	۲.۵٦	τ,ν.	T, AV		1,18	1.11	ه۸٫۵	۸,۱۰	۲.	
ı	o, Y£	a,££	0,34	٦,٠٢	٦,٤٦	٧,١٠	۸,۱۰	1,10	18,8		٠,٠٠١
ľ	Y, T£	۲, ٤-	۲,٤٦	Y,00	۲,٦٦	۲,۸۲	۲,۰۰	٣,٤٤	٤,٣٠		.,.0
ŀ	۲, ۳۵	٣,٤٥	۲,09	7,71	7,44	1	1	۵,۷۲	۷,۱۵	11	٠,٠١
	E , 44	۵٬۱۹	0,11	٥,٧٦	3,14	٦,٨١	٧,٨٠	1,71	11,1		٠,٠٠١
,	۲,٣٠	۲,۲٦	۲, ٤٢	۲.0١	۲,٦٢	Υ,ΥΛ	۲,۰۱	٣,٤٠	٤,٢٦		-,.0
١	۲, ۲۱	۲,۲۱	۲,0.	۲, w	۲,٩،	٤,٢٢	1,77	17.0	٧,٨٢	YE	1
1	٠,٨٠	٤,٩٩	0, 17	0,00	٥,٩٨	ኒ, 0 ዓ	٧,٥٥	1,76	١٤,٠		
١	, ۲۷	۲,۲۲	4,44	٧, ٤٧	۲, 01	Y,Vį	۲,۹۸	۲,۲۷	٤,٢٢		
۲	, 14	4,44	٣,٤٢	٣,04	۲,۸۲	٤.١٤	17,3	0.07	V, VY	41	.,.1
	۱۲,	٤,٨٢	٥,٠٧	۸7,۵	٠٨٠	٦,٤١	٧,٢٦	1,17	18,8		.,1
۲	۲۲,	7,71	۲,۳٦	Y, 20	۲, ۵٦	۲,۷۱	۲,۹٥	٣,٣٤	٤,٢٠		٠,٠٥
٣	,17	7,77	7,77	٣,٥٢	Y, Va	٤,٠٧	٤,٥٧	0,20	٧,٦٤	74	1,.1
٤	ا ۵۰.	1,74	٤,٩٢	0,71	٥,٦٦	7, 40	V, 11	۸,۹۲	17.0		4,001
			Ì			•					
						1		i			

تابع ملحق رقم (٥) جدول توزیع (ف)

_									1	,
			1	ح البسم	د .	<u> </u>			د ٠ ع 🛮	
1	· A	٧	٦	٠	٤.	٣	۲	1	المقام	וויאונ
7,7	1 4,40	۲,۲۳	Y, £Y	Y, 07	4,79	۲,4٢	۲,۲۲	1,14		0
٣,٠١	۲,۱۷ ۲	۲,۲۰	٣, ٤٧	۲,۷۰	1	10,01	0.59	٧,٥٦	۲.	.,.1
1,7	٨٥,3	L,AY	۵,۱۲	٥,٥٢	7,17	٧,٠٥	۸,۷۷	17,7		.,1
۲,1	(4,14	Y, Y0	4,78	Y, £a	۲,٦١	۲,۸٤	7,77	٤,٠٨		-,.0
۲, ۸۰	1 . 4,99	7.17	7,14	7,01	T, AT	1,71	۵,۱۸	V.T1	i.	1,.1
1,.	1 1.71	1,11	1,77	٥,١٣	۰,۷۰	1,1.	λ, ۲ο	۱۲,٦		1,111
۲,٠٤	۲,۱.	Y, W	Y. Yo	7,77	7,07	1,17	7,10	į,		4,+0
7,71	1 4,44	Y.90	7,17	7,72	۲,٦٥	1,17	٤,٩٨	V A	٦.	٠,٠١
۲,٦٩	. T, AY	٤,٠٩	٤,٣٧	٤,٧٦	۵,۲۱	1,17	V,V1	14,.		٠,٠٠١
1,97	۲,۰۲	Y,.4	۲, ۱۷	4, 79	۲, ٤٥	Ϋ, Ϟλ	۲,۰۷	4,44		0
۲, ۵٦	17,33	1,74	Y,41	7,17	4,84	7,90	٤,٧٩	٦,٨٥	17.	1.5
۲,۳۸	۲,00	۲,۷۷	€, + €	1,17	٤,٩٥	0,79	٧,٢٢	11,1		5,1
1,15	1.34	۲,٠٦	۲, ۱٤	۲,۲٦	۲, ٤٢	۲,٦٥	۲,۰٤	۳, ۸۹		-,10
۲, ٥٠	۲,٦.	۲,۷۲	7,84	4,11	٣, ٤١	٣,٨٨	٤,٧١	٦,٧٦	۲	11
۲,۲٦	r, 1r	۵۶,۲	۳,۹۲	٤,٢٩	٤,٨١	0,74	۷,۱۵	11,1		٠,٠٠١
١,١٠	1,97	۲,۰۴	۲,۱۲	۲,۲۲	۲,۳۹	۲,٦٢.	٣,٠١	۲,۸٦		۵۰,۰
4, 64	Y,00	4.74	Y, AL	٣,٠٥	7,77	۲,۸۲	8.30	7,74] ۰۰۰	٠,٠١
۲,۱٦	7,77	٤٥,٣	۲۰,۸۱	1,10	٤,٦٩	۰،۰۰	٧,٠٠	11,.		A \
								Ì		
			ĺ				İ			
j			}				ĺ			
								l		
ļ										
			[_							

¥ . 4

(تابع) جدول توزيع (ف)

T. 0. E. T. YE Y. 10 1Y 1. CELL YAY YOY YOL YO. YES YEA YEA YET YEE YET TYLY TY TYAY TYTE TYEE TY TO TY TY TY TY TY TY T	
1717 77	וראו
13,0 14,0 14,0 14,0 14,0 14,0 14,0 14,£ 14,£ 14,£ 44,£ 44,£ 44,£ 44,£ 44,£	
19,0 19,0 19,0 19,0 19,0 19,0 19,0 19,6 19,6 19,6 19,6 19,0 19,0 19,0 19,0 19,6 19,6 19,6 19,0 19,0 19	
44,0 44,0 44,0 44,0 44,0 44,0 44,2 44,2	, 1
49,0 49,0 49,0 49,0 49,0 49,0 49,0 49,0 49,0 49,0 494,0 <th>, . 0</th>	, . 0
499, 0 19	, .)
T, T, T, T, T, T, T, T, T, T, T, T, T, T	٠٠٠٠ ا
TI,T TI,E TI,E TI,O TI,T TI,V TI,T TV,Y TV,Y TV,Y TV,Y TV,Y TV,Y TV,Y TV	۰.,
\text{\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc	,.,
1	
1	,.,
\$\$\\\ \text{\$\frac{1}{2}\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	
T.VE T.VO T.VY T.A1 T.AE T.AY T.AE E E V. 7 V. 4 V. 12 V. 17 V. 18	
T.VE T.VO T.VY T.A1 T.AE T.AY T.AE E E V. 7 V. 4 V. 12 V. 17 V. 18	٠.
YE, Y YE, E YE, T YE, A YO, 1 YO, E YO, A Y1, E Y1, A ., Y Y, Y Y, Y Y, Y Y, Y Y, Y Y, Y Y	
V 7 V 4 V. 18 V. 17 V. 71 V. E. V. 07 V. V. V. AV 7	
V 7 V 4 V. 18 V. 17 V. 71 V. E. V. 07 V. V. V. AV 7	
	- 1
T, T, T, TY T, TE T, TX T, E1 T, E1 T, O1 T, OV T, 7E	ا ه.
۷ ۱٫۲۲ ۱٫۶۷ ۱٫۲۱ ۲٫۰۲ ۴۹٫۵ ۴۹٫۵ ۴۸٫۵ ۲۸٫۵	. 1
17,1 17,7 17,0 17,0 17,1 17,7 17,7 18,1	1.
F: 1 T. 1 T. 2 T. 2 T. 1 T. 1 T. 1 T. 10 T. TT T. YA T. YO	
A [11,0 VF,0 70,0 FT.0 AY.0 17,0 Y1.0 Y0 T0	- 1
3.44 1.A. 1.44 1.,1 1.,4 1.,0 1.,A 11,4 11,0	3 J

(تابع) جدول توزیع (ف)

			ط.	ح البسا	. ،			_	د . ع	الدلالة
٦.	٥.	٤.	۲.	Yį	۲.	١٥	۱۲	1.	المقام	10,131
۲,۷۹	۲,۸۰	۲,۸۲	۲,۸٦	۲,٩-	Y, 98	۲,٠١	۲,.۷	Y, 12		1,-0
1, 11	1,04	٤,٥٧	6,٦٥	1,77	1.1	٤,٩٦	0,11	17,0	1	.,.1
۸, ۱۹	٨,٢٦	۸,۲۷	۸, ۵٥	۸,۷۲	A,5-	4, 48	٧٥, ٩	1,14		٠,٠٠١
	l		 	J.,,	۲,۷۷	۲,۸۵	۲,۹۱	Y, 1A	ļ	
Y,7Y £,.A	1 .	۲,٦٦ ٤,١٧	1,70	4,VE			•	1	١.	.,.1
V,14		ν, τ.	V, £V	1		14.15	1	A,Ya	'`	.,
] ' '''	', ''	' ' ' '	',*'] ' ' '	,,,,,,,,	" "	,,,,,,	``, '`		
4, 14	Y.01	۲,0۳	٧,٥٧	۲,٦١	7,70	۲,۷۲	4,44	۲,۸٥		
۲,۷۸	4,41	۲,۸٦	4.48	1	٤١١٠	£, Yo	1.1.	٤,٥٤	- 11	٠,٠١
۵,۲۵	7,21	٦,٥٢	1,14	٦,٨٥	٧,٠١	٧,٢٢	V, 75	V.37		٠,٠٠١
							İ			
۲,۲۵	1	!	٧,٤٧	۲,۵۱	!	۲,٦٢				٠.٠٥
٤٥,٣	ſ	۲,٦٢	۲,۲۰	1	7, 17	f .	1 1		3.4	- *,• *
۵,۷٦	۲۸, ه	0,98	٦,٠٩	٦,٢٥	٦,٤٠	ገ, ۷ ነ	V,	V, Y9		,1
۲,۳-	7,71	4,72	۲,۳۸	4, 24	۲,٤٦	۲,0۳	۲,٦٠	Y,39		٠,٠٥
T, TE	7,74	٣,٤٣	7,01		۲,٦٦	۳,۸۲		٤,١،	١٣	
0.7-	٥,٢٦		0,75	۸۷,۵	0,95	٦,٢٢	۲.0٢	٦,٨٠	٠ [-,1
					•		.		ĺ	
4,44	۲,۲٤	۲,۲۷	7,71	۲,۲٥	7,79	۲, ٤٦	Y, 08	۲,٦٠		۰,۰۰
٣, ١٨	۴,۲۲	۲,۲۷	Y, Y0	٣, ٤٢	7,01	77.77	۳,۸۰	7,98	11	
٤,٩٤	0,	۰,۱۰۰	a,Ya	۱٤.ه	7ه,ه	۵,۸۵	7,18	٦, ٤٠	.	1,1
				•					1	1
۲,۱٦	۲.۱۸		Y, Y0			Χ, ξ.	Υ, ξλ			
٣,٠٥	Y, • A.	۲,۱۲	7,71		۲,۲۷	۲,0۲	۲,٦٧	٣,٨٠	10	.,.1
1,71	1,4.	٤,٨٠	٤,٩٥	١٠١٠	0, Yo	0.01	0,14	٦,٠٨		
<u>.</u>		_ [J [أبريا	ا , ا	أييا	ار, ر	[, , [
۲,۱۱	۲,۱۲				Y, YA	T. To	Y, EY	Y, E4	17	٠,٠٥
7,17		- 1	۲.۱۰	۲,۱۸	7, 17	۲,٤١	۲,00	7,11	``	١٠٠١
2,71	1,10	1.01	£ , V.	1,00	٤,44	۲۷ ه	٥,٥٥	۱۸.ه		٠,١
				ĺ		ľ				1
		<u>i</u>	1						f_	

(تابع) جدول توزیع (ف)

	<u></u>		ط	ح البسا					د . ع	الدلالة
٦.	a.	٤.	۲.	71	۲.	١٥	17	١.	المقام	(13.31)
۲,٠٦	۲۸	۲,۱۰	Y, 10	۲, ۱۹	۲,۲۲	۲,۲۱	۲,۲۸	Y, £ 0		٠,٠٥
۲,۸۲	Y, AV	7,47	۲,	۲,٠٨	7,17	٣,٣١	٣,٤٦	4,01	۱۷	٠,٠١
£,3A	£,YE	٤,٣٢	\$, \$4	1,75	£,VA	0, . 0	0.77	۸۵,۵		٠,٠٠١
۲,.۲	Y, . £	۲,۰٦	۲,۱۱	۲,۱۵	Y, 14	1,17	7,78	۲,٤١		٠,٠٥
Y, Yo	Y,VA	34,7	7,47	۲,	7,.1	7,17	7,77	٣,٥١	۱۸۰	1. A. 1
٤,	€, - a	٤,١٥	٤,٢٠	٤,٤٥	2,09	٤,٨٧	٥,١٣	0,71		٠,٠٠١
1,14	٧,	۲,۰۲	۲,۰۷	7,11	۲,۱٦	Y, YT	۲,۲۱	۲,۲۸		.,.0
۲,٦٧	٧,٧١	4,77	Y, A£	۲,۹۲	۲,	۲,10	۲,۲۰	٢, ٤٣	,14	٠,٠١
T,AL	47,4-	7,99	٤,١٤	£,Y9	\$, 27	٤,٧٠	٤,٩٧	0, 44		*,**\;
1,10	1,14	1,99	۲,۰٤	۲, ۸	7,37	۲,۲۰	Y, YA	۲,۲۵		0
17,71		4,71	٧,٧٨		l	٣,٠٨	7,17	۲,۳۷	۲.	.,.1
۲,۷۰	4	1	٤,	٤,١٥	2,44	۲۵,١	٤,٨٢	۸٠,۵		٠,٠٠١
1,41	1,11	١,٩٤	1,48	7,,7	٧,٠٧	Y, 10.	۲,۲۲	۲,۲۰		.,.0
i	Y.07		Y,3V		۲,۸۳	4,44	۳,۱۲	٣,٢٦	77	٠,٠١
	۲,۵۲		۲,۷۸		٤,٠٦	177,3	٨ه, ٤	۲۸, ٤		- 1
١,٨٤	١,٨٦	١.٨٩	1,16	۸,۹۸	۲,۰۲	۲,۱۱	۲,۱۸	Y,Ya		,
۲,٤-	Y, ££		Υ, ολ	۲,٦٦	Y, Y£	Y, A1	17.08	7,17	78	
۲,۲۹		Υ, ξο	4,09	٣,٧٤	۴ς, Α٧	٤,١٤	1,79	12,72		4,
١,٨٠	۱,۸۲	١٫٨٥	1,4.	١,٩٥	1,41	Y, • V	۲, ۱۵	7,77		٠,٠٥
۲,۲۲	۲,۲٦	4,24	Υ, ο .	Y, 0A	17.17	۲,۸۱	4,43	7,.3	77	.,.1
۲,10	۲,۲۱	۲,۲۰	۲, ٤٤	7,04	۲,۷۲	۲,۹۹	1,71	٤,٤٨		٠,٠٠١
1.00	1,71	1, 7	1.40	1,41	1,41	۲,۰٤	۲,۱۲	Y, 11	·	
Y, Y1	۲,۲۰			Y,0Y	۲,٦.	Y, Va	۲,4.	۲,۰۲	44	٠,،١
۲,۰۲	Y, A	4.14		۲,٤٦	Y, 7.	۲,۸٦	1,11	1,70		.,
.,										
l										

(تابع) جدول توزیع (ف)

			ط	ح البسا	. ي				د . ع	754.11
٦.	٥٠	٤.	٣.	41	٧.	١٥	17	١.	المقام	الدلالة
۱,۷٤	1,71	1,74	1,41	١,٨٩	1,48	۲,٠١	٧,٠٩	4,17		2,00
17,71	۲,۲۵	۲,۲۰	7,74	Y, £Ÿ	۲,00	۲,۷۰	34,7	۲,4۸	۲-	٠,٠١
۲,۹۲	۲,43	T V.	٣,٢٢	7,77	٣, ٤٩	٣,٧٥	٤,	1,71		٠,٠٠١
1,78	1,77	1,79	1,71	1,74	١,٨٤	1,11	۲,	۲,۰۸		.,.0
7,.7	7,.7	4,11	۲.۲۰	7,79	۲,۳۷	7,07	17,11	Y, A-	٤.	-,-1
٧,٥٧	۲,٦٤	۲,۷۳	۲,۸۷	۲,۰۱	۲,۱٥	٣,٤٠	٣,٦٤	۲, ۸۷		4,441
۱,۵۴	١٫٥٦	١,٥٩	۱٫٦۵.	1, ٧٠	1,70	١,٨٤	1,11	1.44		-,-0
١٫٨٤	1,44	1,98	۲,۰۳	۲,۱۲	۲,۲۰	1,70	Y, a.	۲,٦٣	٦.	.,.1
۲,۲۵	۲,۲۱	۲,٤١	۲,00	7,74	۲,۸۲	۲,۰۸	4,41	Y, 01		.,1
1,27	١,٤٦	۱٫۵۰	١,٥٥	1,11	1,17	۱,۷۵	١,٨٢	1,41		.,.0
1,77	١, ٧٠	١,٧٦	1,41	1,40	۲,۰۲	7.14	۲,۳٤	Y, £V	17.	.,.1
١,٩٥	۲,۰۲	۲,11	7,17	۲,٤٠	Y. 07	۲,۷۸	۲,۰۲	4.78		٠,٠٠١
1,79	١,٤١	١,٤٦	1,07	١٫٥٧	١,٦٢	1,77	١,٨٠	١,٨٨		٠,٠٥
۱٫۵۸	1,78	1,74	1.75	1,11	1,47		۲,۲۷	۲, ٤١	۲	1
١٫٨٢	1,4.	۲,۰۰	Y, 10	Y, Y4	۲,٤٢	Y, 7Y	۲,5۰	7,14		٠,٠٠١
١,٣٥	1,74	1.27	1, £A	1,08	1.09	1,79	1,99	۱٫۸۵		.,.0
1.01	١,٥٧	1,78	1,71	1,17	1,98	Y, . Y	۲,۲۲	4,71	۵.,۱	
1,77	١,٨٠	1,4.	۲,۰۰	Y, 14	۲,۳۳	٧,٥٧	۲,۸۰	۲, .۲		٠,١
	1			ŀ			ł			
						:			j	
						1	.			ł
·				-	·					
	- 1	- 1			- 1					

ملحق رقم (٦)

Table B Random numbers

```
10 09 73 25 33 76 52 01 35 86 34 67 35 48 76 80 95 90 91 17 39 29 27 49 45
 37 54 20 48 05 64 89 47 42 96 24 80 52 40 37 20 63 61 04 02 00 82 29 16 05
 08 42 26 89 53 19 64 50 93 03 23 20 90 25 60 15 95 33 47 64 35 08 03 36 06
99 01 90 25 29 09 37 67 07 15 38 31 13 11 65 88 67 67 43 97 04 43 62 76 59
12 80 79 99 70 80 15 73 61 47 64 03 23 66 53 98 95 11 68 77 12 17 17 68 33
66 06 57 47 17 34 07 27 68 50 36 69 73 61 70 65 81 33 98 85 11 19 92 91 70
31 06 01 08 05 45 57 18 24 06 35 30 34 26 14 86 79 90 74 39 23 40 30 97 32
85 26 97 76 02 02 05 16 56 92 68 66 57 48 18 73 05 38 52 47 18 62 38 85 79
63 57 33 21 35 05 32 54 70 48 90 55 35 75 48 28 46 82 87 09
                                                               83 49 12 56 24
73 79 64 57 53
                03 52 96 47 78
                                35 80 83 42 82
                                               60 93 52 03 44
                                                               35 27 38 84 35
98 52 01 77 67 14 90 56 86 07
                                22 10 94 05 58 60 97 09 34 33 50 50 07 39 98
11 80 50 54 31
                39 80 82 77 32
                                50 72 56 82 48 29 40 52 42 01
                                                               52 77 56 78 51
                                              18 47 54 06 10
                                                               68 71 17 78 17
83 45 29 96 34
                06 28 89 80 83
                                13 74 67 00 78
88 68 54 02 00 86 50 75 84 01 36 76 66 79 51 90 36 47 64 93 29 60 91 10 62
99 59 40 73 48 87 51 76 49 69 91 82 60 89 28 93 78 56 13 68
                                                              23 47 83 41 13
65 48 11 76 74 17 46 85 09 50 58 04 77 69 74 73 03 95 71 86
                                                               40 21 81 65 44
80 12 43 56 35 17 72 70 80 15
                                45 31 82 23 74 21 11 57 82 53
                                                              14 38 55 37 63
74 35 09 98 17 77 40 27 72 14
                                43 23 60 02 10
                                               45 52 16 42 37
                                                               96 28 60 26 55
                                                              94 40 05 64 18
69 91 62 68 03
                66 25 22 91 48
                                36 93 68 72 03
                                               76 62 11 39 90
09 89 32 05 05 14 22 56 85 14
                                46 42 75 67 88
                                               96 29 77 88 22
                                                              54 38 21 45 98
91 49 91 45 23 68 47 92 76 86
                                46 16 28 35 54
                                               94 75 08 99 23
                                                              37 08 92 00 48
                                                              42 05 08 23 41
                                               53 14 03 33 40
80 33 69 45 98 26 94 03 68 58 70 29 73 41 35
44 10 48 19 49 85 15 74 79 54 32 97 92 65 75
                                               57 60 04 08 81
                                                              22 22 20 64 13
                                               96 64 48 94 39
                                                              28 70 72 58 15
12 55 07 37 42 11 10 00 20 40 12 86 07 46 97
63 60 64 93 29
               16 50 53 44 84
                               40 21 95 25 63
                                               43 65 17 70 82
                                                              07 20 73 17 90
                                                              42 58 26 05 27
61 19 69 04 46 26 45 74 77 74 51 92 43 37 29 65 39 45 95 93
15 47 44 52 66
                95 27 07 99 53
                               59 36 78 38 48
                                               82 39 61 01 18
                                                              33 21 15 94 66
94 55 72 85 73
                                                              92 92 74 59 78
                67 89 75 43 87
                               54 62 24 44 31
                                               91 19 04 25 92
                               16 86 84 87 67
                                               03 07 11 20 59
                                                              25 70 14 66 70
42 48 11 62 13
                97 34 40 87 21
23 52 37 83 17 73 20 88 98 37
                                                              05 52 28 25 62
                               68 93 59 14 16
                                              26 25 22 96 63
                                              61 96 27 93 35
                                                              65 33 71 24 72
04 49 35 24 94 75 24 63 38 24
                               45 86 25 10 25
00 54 99 76 54
                64 05 18 81 59
                               96 11 96 38 96
                                              54 69 28 23 91
                                                              23 28 72 95 29
35 96 31 53 07
                26 89 80 93 54
                               33 35 13 54 62
                                              77 97 45 00 24
                                                              90 10 33 93 33
                                                              78 56 52 01 06
59 80 80 83 91
                45 42 72 68 42
                               83 60 94 97 00
                                               13 02 12 48 92
46 05 88 52 36
              01 39 09 22 86
                               77 28 14 40 77
                                               93 91 08 36 47
                                                              70 61 74 29 41
32 17 90 05 97 87 37 92 52 41 05 56 70 70 07 86 74 31 71 57 85 39 41 18 38
                               15 95 66 00 00 18 74 39 24 23 97 11 89 63 38
69 23 46 14 06 20 11 74 52 04
19 56 54 14 30 01 75 87 53 79
                              40 41 92 15 85 66 67 43 68 06 84 96 28 52 07
45 15 51 49 38 19 47 60 72 46 43 66 79 45 43
                                              59 04 79 00 33 20 82 66 95 41
94 86 43 19 94 36 16 81 08 51 34 88 88 15 53 01 54 03 54 56 05 01 45 11 76
 Source: The RAND Corporation, A Million Random Digits, Free Press, Glencoe,
Ill., 1955, pp. 1-3, with the kind permission of the publisher.
```

تابع ملحق رقم (٦)

Table B Random numbers (Continued)

```
98 08 62 48 26 45 24 02 84 04 44 99 90 88 96 39 09 47 34 07 35 44 13 18 80
 33 18 51 62 32 41 94 15 09 49 89 43 54 85 81 88 69 54 19 94 37 54 87 30 43
 80 95 10 04 06 96 38 27 07 74 20 15 12 33 87 25 01 62 52 98 94 62 46 11 71
 79 75 24 91 40 71 96 12 82 96 69 86 10 25 91 74 85 22 05 39 00 38 75 95 79
 18 63 33 25 37 98 14 50 65 71 31 01 02 46 74 05 45 56 14 27
                                                               77 93 89 19 36
 74 02 94 39 02 77 55 73 22 70 97 79 01 71 19 52 52 75 80 21 80 81 45 17 48
 54 17 84 56 11 80 99 33 71 43 05 33 51 29 69 56 12 71 92 55
                                                               36 04 09 03 24
 11 66 44 98 83 52 07 98 48 27 59 38 17 15 39 09 97 33 34 40 88 46 12 33 56
 48 32 47 79 28 31 24 96 47 10 02 29 53 68 70 '32 30 75 75 46 15 02 00 99 94
 69 07 49 41 38 87 63 79 19 76 35 58 40 44 01 10 51 82 16 15 01 84 87 69 38
 09 18 82 00 97 32 82 53 95 27 04 22 08 63 04 83 38 98 73 74 64 27 85 80 44
 90 04 58 54 97 51 98 15 06 54 94 93 88 19 97 91 87 07 61 50 68 47 66 46 59
 73 18 95 02 07
                47 67 72 52 69
                                62 29 06 44 64 27 12 46 70 18 41 36 18 27 60
 75 76 87 64 90 20 97 18 17 49 90 42 91 22 72 95 37 50 58 71 93 82 34 31 78
 54 01 64 40 56 66 28 13 10 03 00 68 22 73 98 20 71 45 32 95 07 70 61 78 13
 08 35 86 99 10 78 54 24 27 85 13 66 15 88 73 04 61 89 75 53 31 22 30 84 20
28 30 60 32 64 81 33 31 05 91 40 51 00 78 93 32 60 46 04 75 94 11 90 18 40
 53 84 08 62 33 81 59 41 36 28 51 21 59 02 90 28 46 66 87 95 77 76 22 07 91
91 75 75 37 41 61 61 36 22 69 50 26 39 02 12 55 78 17 65 14 83 48 34 70 55
89 41 59 26 94 00 39 75 83 91 12 60 71 76 46 48 94 97 23 00 94 54 13 74 08
77\ 51\ 30\ 38\ 20\ \ 86\ 83\ 42\ 99\ 01\ \ 68\ 41\ 48\ 27\ 74\ \ 51\ 90\ 81\ 39\ 80\ \ 72\ 89\ 35\ 55\ 07
19 50 23 71 74 69 97 92 02 88 55 21 02 97 73 74 28 77 52 51
                                                              65 34 46 74 15
21 81 85 93 13 93 27 88 17 57 05 68 67 31 56 07 08 28 50 46 31 85 33 84 52
51 47 46 64 99 68 10 72 36 21 94 04 99 13 45 42 83 60 91 91 08 00 74 54 49
99 55 96 83 31 62 53 52 41 70 69 77 71 28 30 74 81 97 81 42 43 86 07 28 34
33 71 34 80 07 93 58 47 28 69 51 92 66 47 21 58 30 32 98 22 93 17 49 39 72
85 27 48 68 93 11 30 32 92 70 28 83 43 41 37 73 51 59 04 00 71 14 84 36 43
84 13 38 96 40
                44 03 55 21 66 73 85 27 00 91 61 22 26 05 61 62 32 71 84 23
56 73 21 62 34 17 39 59 61 31 10 12 39 16 22 85 49 65 75 60 81 60 41 88 80
65 13 85 68 06 87 64 88 52 61 34 31 36 58 61 45 87 52 10 69 85 64 44 72 77
38 00 10 21 76 81 71 91 17 11 71 60 29 29 37 74 21 96 40 49 65 58 44 96 98
37 40 29 63 97 01 30 47 75 86 56 27 11 00 86 47 32 46 26 05 40 03 03 74 38
97 12 54 03 48 87 08 33 14 17 21 81 53 92 50 75 23 76 20 47 15 50 12 95 78
21 82 64 11 34 47 14 33 40 72 - 64 63 88 59 02 49 13 90 64 41 03 85 65 45 52
73 13 54 27 42 95 71 90 90 35 85 79 47 42 96 08 78 98 81 56 64 69 11 92 02
07 63 87 79 29 03 06 11 80 72 96 20 74 41 56 23 82 19 95 38 04 71 36 69 94
60 52 88 34 41 07 95 41 98 14 59 17 52 06 95 05 53 35 21 39
                                                             61 21 20 64 55
83 59 63 56 55 06 95 89 29 83 05 12 80 97 19 77 43 35 37 83 92 30 15 04 98
10 85 06 27 40 99 59 91 05 07 13 49 90 63 19 53 07 57 18 39 06 41 01 93 62
39 82 09 89 52 43 62 26 31 47 64 42 18 08 14 43 80 00 93 51 31 02 47 31 67
```

- * 1 *-

تابع ملحق رقم (٦)

Table B Random numbers (Continued)

```
59 58 00 64 78 75 56 97 88 00 88 83 55 44 86 23 76 80 61 56 04 11 10 $4 08
 38 50 80 73 41 23 79 34 87 63 90 82 29 70 22 17 71 90 42 07 95 95 44 99 53
 30 69 27 06 68
                94 68 81 61 27
                                56 19 68 00 91 82 06 76 34 00 05 46 26 92 00
 65 44 39 56 59 18 28 82 74 37 49 63 22 40 41 08 33 76 56 76 96 29 99 08 36
 27 26 75 02 64 13 19 27 22 94
                                07 47 74 46 06 17 98 54 89 11 97 34 13 03 58
 91 30 70 69 91 19 07 22 42 10 36 69 95 37 28 28 82 53 57 93 28 97 66 62 52
68 43 49 46 88 84 47 31 36 22
                                62 12 69 84 08 12 84 38 25 90 09 81 59 31 46
 48 90 81 58 77 54 74 52 45 91 35 70 00 47 54 83 82 45 26 92 54 13 05 51 60
06 91 34 51 97 42 67 27 86 01
                                11 88 30 95 28
                                               63 01 19 89 01 14 97 44 03 44
10 45 51 60 19 14 21 03 37 12 91 34 23 78 21 88 32 58 08 51 43 66 77 08 83
12 88 39 73 43 65 92 76 11 84 04 28 50 13 92 17 97 41 50 77 90 71 22 67 69
21 77 83 09 76 38 80 73 69 61 31 64 94 20 96 63 28 10 20 23 08 81 64 74 49
19 52 35 95 15 65 12 25 96 59 86 28 36 82 58 69 57 21 37 98 16 43 59 15 29
67 24 55 26 70 35 58 31 65 63 79 24 68 66 86 76 46 33 42 22 26 65 59 08 92
60 58 44 73 77 07 50 03 79 92 45 13 42 65 29
                                              26 76 08 36 37
                                                              41 32 64 43 44
53 85 34 13 77 36 06 69 48 50 58 83 87 38 59 49 36 47 33 31 96 24 04 36 42
24 63 73 87 36 74 38 48 93 42 52 62 30 79 92
                                             12 36 91 86 01
                                                             03 74 28 38 73
83 08 01 24 51 38 99 22 28 15 07 75 95 17 77
                                               97 37 72 75 85
                                                              51 97 23 78 67
16 44 42 43 34 36 15 19 90 73 27 49 37 09 39 85 13 03 25 52
                                                             54 84 65 47 59
60 79 01 81 57 57 17 86 57 62 11 16 17 85 76
                                              45 81 95 29 79 65 13 00 48 60
03 99 11 04 61 93 71 61 68 94 66 08 32 46 53 84 60 95 82 32 88 61 81 91 61
38 55 59 55 54 32 88 65 97 80 08 35 56 08 60 29 73 54 77 62 71 29 92 38 53
17 54 67 37 04 92 05 24 62 15 55 12 12 92 81 59 07 60 79 36 27 95 45 89 09
32 64 35 28 61
               95 81 90 68 31
                               00 91 19 89 36
                                              76 35 59 37 79
                                                             80 86 30 05 14
69 57 26 87 77 39 51 03 59 05 14 06 04 06 19 29 54 96 96 16 33 56 46 07 80
24 12 26 65 91 27 69 90 64 94 14 84 54 66 72 61 95 87 71 90 90 89 97 57 54
61 19 63 02 31 92 96 26 17 73
                              41 83 95 53 82 17 26 77 09 43 78 03 87 02 67
30 53 22 17 04 10 27 41 22 02
                               39 68 52 33 09 10 06 16 88 29
                                                             55 98 66 64 85
03 78 89 75 99 75 86 72 07 17 74 41 65 31 66 35 20 83 33 74 87 53 90 88 23
48 22 86 33 79 85 78 34 76 19 53 15 26 74 33
                                              35 66 35 29 72
                                                            16 81 86 03 11
60 36 59 46 53 35 07 53 39 49 42 61 42 92 97 01 91 82 83 16 98 95 37 32 31
83 79 94 24 92 56 62 33 44 42 34 99 44 13 74 70 97 11 47 36
                                                             09 95 81 80 65
32 96 00 74 05 36 40 98 32 32
                               99 38 54 16 00
                                              11 13 30 75 86
                                                             15 91 70 62 53
19 32 25 38 45 57 62 05 26 06 66 49 76 86 46 78 13 86 65 59
                                                             19 64 09 94 13
11 22 09 47 47 07 39 93 74 08 48 50 92 39 29 27 48 24 54 76 85 24 43 51 59
31 75 15 72 60 68 98 00 53 39 15 47 04 83 55 88 65 12 25 96 03 15 21 92 21
88 49 29 93 82 14 45 40 45 04 20 09 49 89 77 74 84 39 34 13 22 10 97 85 08
30 93 44 77 44 07 48 18 38 28 73 78 80 65 33 28 59 72 04 05 94 20 52 03 80
22 88 84 88 93 27 49 99 87 48 60 53 04 51 28 74 02 28 46 17 82 03 71 02 68
78 21 21 69 93 35 90 29 13 86 44 37 21 54 86 65 74 11 40 14 87 48 13 72 20
```

تابع ملحق رقم (٦)

Table B Random numbers (Continued)

```
41 84 98 45 47 46 85 05 23 26 34 67 75 83 00 74 91 06 43 45 19 32 58 15 49
46 35 23 30 49 69 24 89 34 60 45 30 50 75 21 61 31 83 18 55 14 41 37 09 51
11 08 79 62 94 14 01 33 17 92 59 74 76 72 77 76 50 33 45 13 39 66 37 75 44
52 70 10 83 37 56 30 38 73 15 16 52 06 96 76 11 65 49 98 93 02 18 16 81 61
57 27 53 68 98 81 30 44 85 85 68 65 22 73 76 92 85 25 58 66 88 44 80 35 84
20 85 77 31 56 70 28 42 43 20 79 37 59 52 20 01 15 96 32 67 10 62 24 83 91
15 63 38 49 24 90 41 59 36 14 33 52 12 66 65 55 82 34 76 41 86 22 53 17 04
02 69 44 82 97 39 90 40 21 15 59 58 94 90 67 66 82 14 15 75 49 76 70 40 87
77 61 31 90 19 88 15 20 00 80 20 55 49 14 09 96 27 74 82 57 50 81 69 76 16
38 68 83 24 86 45 13 46 35 45 59 40 47 20 59 43 94 75 16 80 43 85 25 96 93
25 16 30 18 89 70 01 41 50 21 41 29 06 73 12 71 85 71 59 57 68 97 11 14 03
65 25 10 76 29 37 23 93 32 95 05 87 00 11 19 92 78 42 63 40 18 47 76 56 22
36 81 54 36 25 18 63 73 75 09 82 44 49 90 05 04 92 17 37 01 14 70 79 39 97
64 39 71 16 92 05 32 78 21 62 20 24 78 17 59 45 19 72 53 32 83 74 52 25 67
04 51 52 56 24 95 09 66 79 46 48 46 08 55 58 15 19 11 87 82 16 93 03 33 61
83 76 16 08 73 43 25 38 41 45 60 83 32 59 83 01 29 14 13 49 20 36 80 71 26
14 38 70 63 45 80 85 40 92 79 43 52 90 63 18 38 38 47 47 61 41 19 63 74 80
51 32 19 22 46 80 08 87 70 74 88 72 25 67 36 66 16 44 94 31 66 91 93 16 78
72 47 20 00 08 80 89 01 80 02 94 81 33 19 00 54 15 58 34 36 35 35 25 41 31
05 46 65 53 06 03 12 81 84 64 74 45 79 05 61 72 84 81 18 34 79 98 26 84 16
39 52 87 24 84 82 47 42 55 93 48 54 53 52 47 18 61 91 36 74 18 61 11 92 41
81 61 61 87 11 53 34 24 42 76 75 12 21 17 24 74 62 77 37 07 58 31 91 59 97
07 58 61 61 20 82 64 12 28 20 92 90 41 31 41 32 39 21 97 63 61 19 96 79 40
90 76 70 42 35 13 57 41 72 00 69 90 26 37 42 78 46 42 25 01 18 62 79 08 72 40 18 82 81 93 29 59 38 86 27 94 97 21 15 98 62 09 53 67 87 00 44 15 89 97
34 41 48 21 57 86 88 75 50 87 19 15 20 00 23 12 30 28 07 83 32 62 46 86 91
63 43 97 53 63 44 98 91 68 22 36 02 40 09 67 76 37 84 16 05 65 96 17 34 88
67 04 90 90 70 93 39 94 55 47 94 45 87 42 84 05 04 14 98 07
                                                               20 28 83 40 60
79 49 50 41 46 52 16 29 02 86 54 15 83 42 43 46 97 83 54 82 59 36 29 50 38
91 70 43 05 52 04 73 72 10 31 75 05 19 30 29 47 66 56 43 82 99 78 29 34 78
```

ملحق رقم (V) Table for determining Sample Size from a Given Population

Nª	Sa	N	S	N	S
10	10	220	140	1200	291
15	14	230	144	1300	297
20	19	240	148	1400	302
25	24	250	152	1500	306
30	28	260	155	1600	310
35	32	270	159	1700	313
40 .	36	280	162	1800	317
45	40 .	290	165	1900	320
50	44	300	169	2000	322
55	48	320	175	2200	327
60	52	340	181	2400	331
65	56	360	186	2600	335
70	59	380	191	2800	338
. 75	63	400	196	3000	341
80	66	420	201	3500	346
85	. 70	440	205	4000	351
90	73	460	210	4500	354
95	76	480	214	5000	357
100	80	500	217	6000	361
110	86	550	228	7000	364
120	192	600	234	8000	367
130	97	650	242	9000	368
140	103	700	248	10000	370
150	108	750	254	15000	375
160	113	800	260	20000	377
170	118	850	265	30000	379
180	123	900	269	40000	380
190	127	950	. 274	50000	381
200	132	1000	278	75000	382
210	136	1100	285	1000009	384

From Krejcie, Robert V. and Daryle W. Morgan, «Determining Sample Size for Research Activities». Educational and Psychological Measurement, 30 (Autumn 1970), p. 608.

جدول تحديد حجم العينة من مجتمع معين

 N^n is population size. S is sample size.

قائمة المراجع

أولاً: المراجع العربية:

- 1- اعتماد علام وأحمد زايد (١٩٩٢): مقياس قيم العمل : الإطار النظرى ودليل المقياس، الطبعة الأولى، القاهرة، مكتبة الأنجلو المصرية، ١٩٩٢.
- ۲- اعتماد علام ويسرى رسلان (۱۹۹۲): أساسيات الإحصاء الاجتماعى،
 قطر، الدوحة، دار قطرى بن الفجاءة.
- ٣- رجاء محمود أبو علام (٢٠٠٧): مناهج البحث فـــى العلــوم النفــسية
 والتربوية، القاهرة، دار النشر للجامعات.
- ٤- سامى محمد ملحم (٢٠٠٥): القياس والتقويم فى التربية وعلم النفس،
 الأردن، عمان، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.
- صدر أحمد مراد (۲۰۰۰): الأساليب الإحصائية في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية، القاهرة، مكتبة الأنجلو المصرية.
 - فؤاد البهى السيد (١٩٧٨): علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشرى، -6 القاهرة، دار الفكر العربي.
- ٧- عبد الجبار توفيق (١٩٨٥): التحليل الإحصائي في البحوث التربوية
 والنفسية والاجتماعية، الكويت، مؤسسة الكويت للتقدم العلمي.
- ٨- محمد عبد الحميد (٢٠٠٤): البحث العلمى فى الدراسات الإعلامية،
 الطبعة الثانية، القاهرة، عالم الكتب.
- 9- محمود السيد أبو النيل (١٩٨٧): الإحساء النفسى والاجتماعى والتربوى، القاهرة، دار النهضة العربية.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

- 1- Bazeley, Pot (2004): "Issues in Mixing Qualitative and Quantitative Approaches to Research in R. Buber, J. Gadner and L. Richards (eds), Applying Qualitative Methods to Marketing Management Research. UK: Palgrave Macmillan Pp. 141-156.
- 2- Friel M. Charles, Measuring Reliability, College of Criminal,
 San Houston State University, www.docstoc.com/docsl.....
 12 Jan, 2010, Feb 17,2012.
- 3- Hughes, Christina. Qualitative and Quantitative Approaches,http://www.worwick.ac.uk/fac/soc/sociolog y/staff/ academicstaff/(2006): 10/5/20117.46pm.
- 4- Heckathorn, D. Douglas Respondent Driven Sampling
 : Deriving valid population Estimates from Chain –
 Referral Samples of Hidden populations, Social
 problems, vol. 49, No1 http://www.jstor.org/pss/309711
 (Feb. 2002) PP. 11 34, . Y 1 1/7/Y.
- 5- Krejcie V. Robert and Daryle W. Morgan, (1970)
 "Determining Sample size for Research Activities"
 Educational and Psychological Measurement, 30,
 pp. 607-610.
- 6- Kurtz, Norman, R., (1983) Introduction to social statistics, Tokyo: McGraw-Hill, Book Company.

- 7- Livesey, Chris and Tony Lawson (...) As Sociology for AQA (2nd edition) Unit 2: Sociological Methods, www.sociology.org.uk 5/8/2011.
- 8- Lombard M., Synder Duch, J. & Bracken C.C. (2003) Content Analysis Mass Communication Assessment and Reperting of Intercoder reliability: Human Communication Research, 29, 469 – 472.
- 9- Neuman, w. Lawrence, (1997) social research Methods: Qualitative and Quantitative Approaches, Boston, Allyn and Bacon.
- 10-Ott, Lyman, (1977) An Introduction to Statistical Methods and Data Analysis, North Scituate, Massachusstss: Duxbury Press.
- 11-Piedmant, Ralph L. et al (2000): on the Invalidity of Validity Scales: Evidence from Self Report and Observer Rating in Volunteer Samples, Journal of Personality and Social psychology Vol. 78 No.3, pp. 582-593.
- 12-Stemler, Steve, "An Overview of Content Analysis, http://pareonline.net/getvn.asp?v=7andn=17, 2001, 2/23/2011.
- 13-Trochim, William. The Research Methods Knowledge Base, Last Revised 10/20/2006, http://www.socialresearchmethods.net/kb/statprepr.ph1, 2006,3/01/2012.
- 14-Word, Tersea (2007): Re-Gendering Date: Quantifying Qualitative, paper presented at the Association for Institutional Research Annual Forum, Georgia State University.

الفهرس

	•- (
ĺ	المقدمة
4	الفصل الأول: أنواع البيانات
1	أولاً: مصادر البيانات
١	١- البيانات الأولية
٣	٢- البيانات الثانوية
٥,	ثانيًا: أنوع البيانات
٥	١ – البيانات الكمية
	٢- البيانات الكيفية
10	ثالثاً: إعداد البيانات للتحليل الإحصائي.
	- الفصل الثاني: المقاييس في البحوث الإجتماعية
	أولاً: تعريف المقياس
	ثانيًا: مستويات القياس
	١ – المقاييس الاسمية
77	٢- المقاييس الرتبية
۲۴	٣- المقاييس الفئوية
	٤ - القياس النسبي
	ثالثًا: نوع المتغيرات ومستويات القياس
	رابعًا: الخطوات المنهجية في بناء المقي
	خامسًا: نماذج من المقاييس
	١- المقاييس السبكومترية
	٢- المقاييس السوسيومترية.
۳۸	٣- المقابيس الديموجر افية

الإحصاء في البحوث الاجتماعية

έΥ	الفصل الثالث: الثبات والصدق
٤٣	أولاً: النَّبات
٤٣	١ - التبات والنظرية العامة لخطأ المقياس
££	٣ - تعريف الثبات
£0	٣- أنواع الثبات
۰۱	٤ - طرق حساب الثبات
٤٣	٥- الثبات في تحليل المضمون
٧٣	٦- النّبات وأنواع الخطأ
۸٠	ثانيًا: الصدق وأنواعه
۸۱	١ - الصدق الخارجي
۸١	٢- الصدق الظاهرى
۸۲۲۸	٣- صدق المحك
ΑΥ	(أ) الصدق التلازمي (التزامني)
۸۲	(ب) الصدق التنبؤى
۸۳	٤- صدق المحتوى
۸۳	٥– الصدق الذاتي٥
A£	الفصل الرابع: اختبار الفروش
۸٥	أولاً: أنواع الفروض وتعريفاتها
٩٠	تُنانيًا: مستوى الدلالة الإحصائية
۹٥	ثالثًا مقياس Z واختبار الفرض الصفرى
١٩	رابعًا: خطوات الاختبارات الإحصائية

نخامس: الطرق الإحصائية واختبار الفروض	الفصل اا
۱ – مربع کای (کا ^۲)	·
٢- معامل بيرسون للارتباط.	
٣- اختبار "ت".	
٤- اختبار "ف"	
لسادس: العينات العشوائية	الفصل اا
دُ: المقاهيم الأساسية المرتبطة بالعينة.	أوا
١- المجتمع الأصلى	
٢- عنصر المعاينة٢	
٣- تعريف العينة البحثية	
٤- شروط اختيار العينة وخصائصها	•
٥- إطار العينة.	
٦- تصميم العينة	
٧- نسبة العينة	
يًا: العينات العشوائية (الاحتمالية).	ثان
١- العينة العشوائية البسيطة٤٧	-
٧- العينة العشوائية المنتظمة٥٣	
٣- العينة العشوائية الطبقية٥٥	
٤ - العينة العنقودية.	
٥- معاينة المنطقة أو المعاينة المساحية	
٦- العينة متعددة الأوجه	

___ الإحصاء في البحوث الاجتماعية

141	لفصل السابع: العينات غير العشوائية
هاها	أولاً: أنواع العينات غير العشوائية وطرق اختيار،
177	١ – العينة المتاحة
177	٢ – العينة العمدية أو القصدية
178	٣- عينة الحصة الطبقية.
177	٤ – عينة كرة الثلج
14	٥- عينة شبكة العلاقات الكثيفة
	ثانيًا: مصادر الخطأ في العينة
١٨٥	١- أخطاء التحيز
١٨٨	٢- خطأ الصدفة
197	تهارین عامة
	الملاحق
Y17	الراجع
	الفهرس

يسعى لإكساب الطالب مهارات التعامل مع البيانات الكمية ومعالجتها إحصائيًا باستخدام الطرق الإحصائية الملائمة لنوع هذه البيانات، واختبار فروض بحثه وكيفية اختيار العينة وتحديد حجمها بطريقة مبسطة. ويضم الكتاب سبعة فصول تضمنت: أنواع البيانات ومصادرها، والمقاييس في البحوث الاجتماعية من حيث أنواعها والخطوات المنهجية في بناء المقياس.

وثبات الأداة البحثية وطرق حسابه، ومفهوم الصدق وأنواعه واختبار في الفروض مدعومًا بالطرق الإحصائية الأكثر استخدامًا في هذا الاختبار في البحوث الاجتماعية. كما يضم الكتاب فصلين حول العينات إذ يختص الفصل السادس بالعينات العشوائية وطرق سحبها والشروط الواجب توافرها لكل نوع ويعرض الفصل السابع العينات غير العشوائية والذي يتناول أيضنًا بالسشرح مصادر الخطأ في العينة البحثية.

وقد روعى في عرض المادة العلمية لهذا المُؤلَّف أن يكون متصفًا بالسهولة والوضوح.

الناشر مكتبة الأنجلو الصرية

الإحصاع في البحوث الاجتماعية

هذا الكتاب

يسعى لإكساب الطالب مهارات التعامل مع البيانات الكمية ومعالجتها إحصائيا باستخدام الطرق الإحصائية الملائمة لنوع هذه البيانات، واختبار فروض بحثه وكيفية اختيار العينة وتحديد حجمها بطريقة مبسطة. ويضم الكتاب سبعة فصول تضمنت: أنواع البيانات ومصادرها، والمقاييس في البحوث الاجتماعية من حيث أنواعها والخطوات المنهجية في بناء المقياس ويتناول الكتاب ثبات الأداة البحثية وطرق حسابه، ومفهوم الصدق وأنواعه واختبار الفروض مدعومًا بالطرق الإحصائية الأكثر استخدامًا في هذا الاختبار في البحوث الاجتماعية، كما يضم الكتاب فصلين حول العينات إذ يختص الفصل السادس بالعينات العشوائية وطرق سحبها والشروط الواجب توافرها لكل نوع.

ويعرض الفصل السابع العينات غير العشوائية والذى يتناول بالشرح مصادر الخطأ في العينة البحثية.

وقد روعى فى المادة العلمية لهذا المُؤلَّف أن يكون متصفًا بالسهولة والوضوح.

الناشر





www.anglo-egyptian.com